# MANUAL X

# TECNICAS INDIRECTAS DE ESTIMACION DEMOGRAFICA

NACIONES UNIDAS

ST/ESA/SER.A/81

Departamento de Asuntos Económicos y Sociales Internacionales
ESTUDIOS DE POBLACION, No. 81

# MANUAL X

# TECNICAS INDIRECTAS DE ESTIMACION DEMOGRAFICA

Una colaboración de la División de Población
del Departamento de Asuntos Económicos y Sociales Internacionales
de la Secretaría de las Naciones Unidas con el Comité de Población
y Demografía del Consejo Nacional de Investigación,
Academia Nacional de Ciencias de los Estados Unidos

NACIONES UNIDAS
Nueva York, 1986

## NOTA

Las denominaciones empleadas en esta publicación y la forma en que aparecen presentados los datos que contiene no implican, de parte de la Secretaría de las Naciones Unidas, juicio alguno sobre la condición jurídica de ninguno de los países o territorios citados o de sus autoridades, ni respecto de la delimitación de sus fronteras o límites.

En algunos cuadros, las designaciones economías "desarrolladas" y "en desarrollo" se emplean por razones estadísticas y no expresan necesariamente juicio alguno sobre la etapa alcanzada por un determinado país o zona en el proceso de desarrollo.

El término "país" usado en el texto de esta publicación también se refiere, cuando proceda, a territorios o áreas.

Los puntos de vista que se exponen en esta publicación son los de sus respectivos autores y no entrañan la manifestación de opinión alguna por parte de la Secretaría de las Naciones Unidas.

Esta publicación ha sido preparada y refundida con arreglo a la práctica y requerimientos de las Naciones Unidas.

Las signaturas de los documentos de las Naciones Unidas se componen de letras mayúsculas y cifras. La mención de una de tales signaturas indica que se hace referencia a un documento de las Naciones Unidas.

Una donación del Fondo de las Naciones Unidas para Actividades en Materia de Población ha hecho posible la impresión de este volumen.

ST/ESA/SER.A/81

PUBLICACION DE LAS NACIONES UNIDAS

Número de venta: S.83.XIII.2

03200

# PROLOGO

La División de Población del Departamento de Asuntos Económicos y Sociales Internacionales de las Naciones Unidas se ocupa de medir hechos demográficos desde hace más de 30 años. El programa de investigaciones de la División está encaminado a mejorar los datos, el análisis y la comprensión de las tendencias y políticas demográficas; y sus trabajos analíticos sobre mortalidad, fecundidad, urbanización y estructura de las poblaciones han sido ampliamente usados tanto por gobiernos como por estudiosos.

La División de Población ha publicado una serie de manuales técnicos, donde se describen métodos de análisis y estimación demográfica, así como de proyecciones demográficas necesarias para las políticas económicas y sociales. En esos manuales se presentan métodos para estimar la población total en un momento dado, evaluar la calidad de los datos básicos para las estimaciones de población, proyectar la población por sexo y edad, estimar parámetros demográficos básicos a partir de datos incompletos, proyectar la población económicamente activa, medir las migraciones internas y proyectar hogares y familias. Los manuales más recientes son *Manual VIII: Métodos para hacer proyecciones de la población urbana y rural*[1], y *Manual IX: Metodología para medir el efecto de los programas de planificación de la familia sobre la fecundidad*[2].

En los años sesenta, muchos gobiernos cobraron más y más conciencia de las consecuencias que las tendencias sin precedentes de crecimiento demografico tenían sobre el desarrollo económico y social y empezaron a considerar políticas encaminadas a moderar dicho crecimiento. No obstante, se carecía de datos demográficos adecuados, especialmente en los países en desarrollo. Convencida de que existía una diferencia notable entre la necesidad de información cuantitativa sobre poblaciones y la cantidad y calidad de los datos realmente disponibles, la Comisión de Población, en su 12° período de sesiones en 1963, recomendó que se preparara un manual sobre los métodos para estimar parámetros demográficos básicos a partir de datos incompletos, ya que era patente que se necesitaba un manual que permitiera al demógrafo o al estadístico obtener el máximo de información fidedigna de los datos de un censo o encuesta demográfica. A petición de las Naciones Unidas, Ansley J. Coale y Paul Demeny, con asistencia de R. D. Esten, Erna Härm y S. B. Mukherjee, prepararon el *Manual IV: Métodos para establecer mediciones demográficas fundamentales a partir de datos incompletos*[3], que se publicó en 1967. Su importancia y utilidad fueron rápidamente reconocidas por demógrafos y estadísticos de todo el mundo. El *Manual IV* se reeditó en 1969 y 1978 para atender a las muchas peticiones.

Desde la publicación del *Manual IV*, se han desarrollado varias técnicas nuevas para estimar los niveles y tendencias de la fecundidad y la mortalidad y se han perfeccionado muchos de los métodos anteriores. En su 19° período de sesiones en 1977, la Comisión de Población recomendó que el *Manual IV* fuera revisado teniendo en cuenta los progresos de la metodología y los cambios ocurridos en la situación demográfica en los últimos años[4]. Puesto que tal revisión ya estaba en marcha mediante un proyecto iniciado por el Comité de Población y Demografía de la Asamblea de Ciencias Sociales y del Comportamiento del Consejo Nacional de Investigaciones, Academia Nacional de Ciencias de los Estados Unidos, se decidió que las recomendaciones de la División de Población se verían mejor cumplidas mediante una labor conjunta que permitiera preparar el presente manual.

El Comité de Población y Demografía fue creado en abril de 1977 por la Asamblea de Ciencias Sociales y del Comportamiento del Consejo Nacional de Investigaciones. Financiado por la Agencia estadounidense para el Desarrollo Internacional, el Comité ha emprendido tres grandes tareas: *a*) evaluar la información disponible y preparar estimaciones de los niveles y tendencias de la fecundidad y la mortalidad en algunos países en desarrollo; *b*) mejorar las técnicas para estimar la fecundidad y mortalidad cuando sólo existen datos incompletos o inadecuados (incluyendo técnicas de recolección de datos); y *c*) estudiar los factores que determinan cambios en las tasas de natalidad de los países en desarrollo.

El Comité abordó la primera tarea procediendo a una cuidadosa evaluación, mediante comparaciones internas y externas; y a través del análisis, con los métodos más fiables, de todas las fuentes de datos disponibles. Cada uno de los estudios nacionales así emprendidos consistió en la aplicación de una serie de métodos a varios conjuntos de datos. Posteriormente se desarrollaron estimaciones óptimas de los niveles y tendencias recientes en razón de su consistencia y plausibilidad, y de la solidez de los distintos métodos con los que se habían calculado. Varios de los informes nacionales sobre niveles y tendencias de la fecundidad y mortalidad han sido publicados[5].

La segunda tarea del Comité, a saber, el perfeccionamiento de la metodología, se contempló como un

[1] Publicación de las Naciones Unidas, No. de venta: S.74.XIII.3.
[2] Publicación de las Naciones Unidas, No. de venta: S.78.XIII.8.
[3] Publicación de las Naciones Unidas, No. de venta: S.67.XIII.2.

[4] *Documentos Oficiales del Consejo Económico y Social, 62° período de sesiones, Suplemento No. 4*, párr. 186.

[5] Disponibles en la National Academy Press, 2101 Constitution Avenue, N.W., Washington, D.C. 20418, Estados Unidos de América.

subproducto de la primera. La aplicación de métodos concretos a muchos y diferentes conjuntos de datos de distintos países y con referencia a períodos de tiempo distintos produciría, con toda seguridad, valiosa información sobre el funcionamiento práctico de los métodos mismos. Determinados conjuntos de datos también podrían requerir el desarrollo de nuevas metodologías para refinar las técnicas existentes.

El *Manual X* tiene sus orígenes en la primera tarea del Comité de Población y Demografía, pero se ha ampliado para incluir la presentación de los desarrollos metodológicos derivados de los trabajos del Comité sobre su segunda labor. Cuando el Comité estaba considerando por primera vez el establecimiento de grupos de trabajo que preparasen los estudios nacionales, se reconoció que buena parte de los valiosos trabajos metodológicos efectuados en la década precedente estaban muy dispersos en publicaciones técnicas que a veces eran difíciles de obtener. Para facilitar la labor de estimación de los grupos de trabajo, el Comité decidió que sería útil contar con un manual de los métodos analíticos más actualizados. Conforme avanzaban los trabajos del Comité, se desarrollaron varios métodos nuevos y se perfeccionaron algunos de los ya existentes. En vista de la labor de las Naciones Unidas en esta esfera, se decidió que el *Manual*, más bien que limitarse a ser un simple instrumento en la preparación de los estudios nacionales, debería convertirse en un manual completo y puesto al día de los métodos de estimación demográfica, que se redactaría con la colaboración de la División de Población del Departamento de Asuntos Económicos y Sociales Internacionales de la Secretaría de las Naciones Unidas.

El proyecto que constituye el contenido de este informe fue aprobado por la Junta Rectora del Consejo Nacional de Investigaciones, cuyos miembros proceden de la Academia Nacional de Ciencias, la Academia Nacional de Ingeniería y el Instituto de Medicina. Los miembros del Comité a los que se encargó el informe fueron elegidos por sus competencias especiales y habida cuenta de un equilibrio apropiado. El informe ha sido revisado por un grupo distinto del de los autores, según procedimientos aprobados por una comisión constituida por miembros de las Academias y el Instituto.

Las Naciones Unidas desean dar las gracias a Kenneth Hill y a Hania Zlotnik, del personal del Comité, y a James Trussell, de la Oficina de Investigaciones de Población de la Universidad de Princeton, que redactaron el *Manual X*. Hania Zlotnik ha preparado también los programas de computadora que aplican algunas de las técnicas descritas en el presente trabajo. Estos programas fueron publicados en un volumen separado intitulado *Computer Programs for Demographic Estimation: A User's Guide*[6].

Las Naciones Unidas también desean agradecer a los miembros del Comité de Población y Demografía su contribución a este importante estudio: Ansley J. Coale (Presidente), Oficina de Investigaciones de Población, Universidad de Princeton; William Brass, Centro de Estudios de Población, Escuela de Higiene y Medicina Tropical de Londres; Lee-Jay Cho, Instituto de Población Este-Oeste, Centro Este-Oeste, Honolulu; Ronald Freedman, Centro de Estudios de Población, Universidad de Michigan; Nathan Keyfitz, Departamento de Sociología, Universidad de Harvard; Leslie Kish, Instituto de Investigaciones Sociales, Universidad de Michigan; W. Parker Mauldin, División de Población, Fundación Rockefeller; Jane Menken, Oficina de Investigaciones de Población, Universidad de Princeton; Samuel Preston, Centro de Estudios de Población, Universidad de Pennsylvania; William Seltzer, Oficina de Estadística, Naciones Unidas; Conrad Taeuber, Instituto Kennedy, Centro de Investigaciones de Población, Universidad de Georgetown; Etienne van de Walle, Centro de Estudios de Población, Universidad de Pennsylvania; Robert J. Lapham, Director del Proyecto.

También hay que manifestar reconocimiento al Fondo de las Naciones Unidas para Actividades en Materia de Población, cuya donación permitió la impresión de este *Manual*.

[6] Informe No. 11 del Comité de Población y Demografía; disponible en la National Academy Press.

# INDICE


*Página*

Prólogo ..... iii

Notas explicativas ..... xxii

Introducción ..... 1
A. Orígenes y alcance del *Manual X* ..... 1
B. Definición de las técnicas indirectas de estimación demográfica ..... 2
C. Necesidad de estimaciones indirectas ..... 2
D. Evolución de la estimación indirecta y contenido del *Manual X* ..... 3
E. Uso del *Manual X* ..... 5
F. Definiciones y convenciones ..... 7

*Capítulo*

I. MODELOS DEMOGRÁFICOS ..... 11
A. Antecedentes generales ..... 11
B. Modelos de mortalidad: tablas de vida modelo ..... 12
1. Tablas de vida modelo de las Naciones Unidas ..... 12
2. Modelos regionales de tablas de vida de Coale y Demeny ..... 12
3. Sistema de tablas de vida modelo propuesto por Ledermann ..... 16
4. Sistema logito de tablas de vida propuesto por Brass ..... 17
5. Tablas de vida modelo de las Naciones Unidas para países en desarrollo ..... 20
C. Poblaciones estables modelo ..... 22
D. Modelos de nupcialidad ..... 23
E. Modelos de fecundidad ..... 24
1. Modelo de Coale y Trussell ..... 24
2. Modelo de fecundidad basado en la relación de Gompertz propuesto por Brass ..... 26

II. ESTIMACIÓN DE LA FECUNDIDAD EN BASE A INFORMACIÓN SOBRE HIJOS NACIDOS VIVOS ..... 28
A. Antecedentes de los métodos ..... 28
1. Carácter de la información sobre hijos nacidos vivos ..... 28
2. Errores típicos de los datos sobre hijos nacidos vivos ..... 29
3. Organización de este capítulo ..... 31
B. Métodos del tipo Brass basados en la comparación de la fecundidad de un período con la paridez media declarada ..... 31
1. Descripción general de los métodos del tipo Brass ..... 31
2. El método *P / F* basado en datos sobre todos los hijos nacidos vivos ..... 34
*a*) Fundamento y justificación del método ..... 34
*b*) Datos requeridos ..... 35
*c*) Procedimiento de cálculo ..... 35
*d*) Un ejemplo detallado ..... 37
3. Comparación de las tasas de fecundidad específicas para primeros nacimientos con la proporción declarada de madres ..... 39
*a*) Fundamento y justificación del método ..... 39
*b*) Datos requeridos ..... 40
*c*) Procedimiento de cálculo ..... 40
*d*) Un ejemplo detallado ..... 41
4. Comparación de las tasas de fecundidad de un período con la paridez media de una cohorte hipotética ..... 43
*a*) Fundamento y justificación del método ..... 43
*b*) Datos requeridos ..... 44
*c*) Procedimiento de cálculo ..... 44
*d*) Un ejemplo detallado ..... 45

*Capítulo* *Página*

5. Comparación del número medio de nacimientos registrados por una cohorte de mujeres con la paridez media declarada por la misma cohorte ..... 48
   *a*) Fundamento y justificación del método ..... 48
   *b*) Datos requeridos ..... 49
   *c*) Procedimiento de cálculo ..... 49
   *d*) Un ejemplo detallado ..... 52
6. Comparación de la fecundidad de una cohorte registrada entre dos censos con los incrementos de paridez de la cohorte ..... 58
   *a*) Fundamento y justificación del método ..... 58
   *b*) Datos requeridos ..... 58
   *c*) Procedimiento de cálculo ..... 58
   *d*) Un ejemplo detallado ..... 59

C. Estimación de la fecundidad por edades a partir del incremento de la paridez de las cohortes entre dos encuestas ..... 62
1. Fundamento y justificación del método ..... 62
2. Estimación de la fecundidad a partir del incremento de la paridez de las cohortes entre dos encuestas ..... 63
   *a*) Datos requeridos ..... 63
   *b*) Procedimiento de cálculo ..... 63
   *c*) Ejemplos detallados ..... 64

D. Estimación de la fecundidad a partir de información sobre hijos nacidos vivos clasificados por duración del matrimonio ..... 68
1. Fundamento y justificación del método ..... 68
2. Estimación del nivel de la fecundidad natural a partir de la paridez por duración del matrimonio ..... 70
   *a*) Datos requeridos ..... 70
   *b*) Procedimiento de cálculo ..... 70
   *c*) Un ejemplo detallado ..... 72
3. Comparación de las tasas de fecundidad por duración para un período con la paridez media por grupos de duración ..... 74
   *a*) Datos requeridos ..... 74
   *b*) Procedimiento de cálculo ..... 74
   *c*) Un ejemplo detallado ..... 75

III. ESTIMACIÓN DE LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ A PARTIR DE INFORMACIÓN SOBRE HIJOS NACIDOS VIVOS E HIJOS SUPERVIVIENTES ..... 78

A. Antecedentes de los métodos ..... 78
1. Uso de datos sobre la supervivencia de hijos ..... 78
2. Organización de este capítulo ..... 80

B. Estimación de la mortalidad en la niñez usando datos clasificados por edad ..... 82
1. Datos requeridos ..... 82
2. Procedimiento de cálculo ..... 82
3. Un ejemplo detallado ..... 83
4. Comentarios sobre el ejemplo detallado ..... 86

C. Estimación de la mortalidad en la niñez usando datos clasificados por duración del matrimonio ..... 87
1. Datos requeridos ..... 87
2. Procedimiento de cálculo ..... 87
3. Un ejemplo detallado ..... 89
4. Comentarios sobre el ejemplo detallado ..... 91

D. Estimación de la mortalidad en la niñez para el período entre dos encuestas usando datos para una cohorte hipotética ..... 92
1. Datos requeridos ..... 92
2. Procedimiento de cálculo ..... 92
3. Un ejemplo detallado ..... 93
4. Comentarios sobre el ejemplo detallado ..... 95

E. Estimación de la mortalidad en la niñez cuando se conoce la experiencia de fecundidad de cohortes verdaderas ..... 96
1. Fundamento y justificación del método ..... 96

*Capítulo* *Página*

2. Datos requeridos ... 96
3. Procedimiento de cálculo ... 97
4. Ejemplos detallados ... 98
   *a*) Tailandia, 1970-1975 ... 98
   *b*) Brasil, 1960-1970 ... 100

IV. ESTIMACIÓN DE LAS PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA DE ADULTOS A PARTIR DE INFORMACIÓN SOBRE ORFANDAD Y VIUDEZ ... 104
A. Antecedentes de los métodos ... 104
1. Naturaleza y uso de la información sobre la mortalidad de adultos ... 104
2. Organización de este capítulo ... 105
B. Estimación de la supervivencia condicional de adultos ... 105
1. Características generales ... 105
2. Estimación de la supervivencia de adultos en base a la incidencia de orfandad ... 105
   *a*) Fundamento y justificación del método ... 105
   *b*) Método de Brass ... 109
      i) Datos requeridos ... 109
      ii) Procedimiento de cálculo ... 109
      iii) Un ejemplo detallado ... 112
   *c*) Método basado en una ecuación ajustada mediante regresión ... 114
      i) Datos requeridos ... 114
      ii) Procedimiento de cálculo ... 114
      iii) Un ejemplo detallado ... 115
   *d*) Utilización de datos de dos encuestas ... 116
      i) Datos requeridos ... 116
      ii) Procedimiento de cálculo ... 116
      iii) Un ejemplo detallado ... 117
3. Estimación de la supervivencia de adultos basada en las proporciones de viudos ... 118
   *a*) Fundamento y justificación del método ... 118
   *b*) Datos sobre viudez clasificados por edad ... 119
      i) Datos requeridos ... 119
      ii) Procedimiento de cálculo ... 119
      iii) Un ejemplo detallado ... 120
   *c*) Datos de viudez clasificados por duración del primer matrimonio ... 122
      i) Datos requeridos ... 122
      ii) Procedimiento de cálculo ... 122
      iii) Un ejemplo detallado ... 124
   *d*) Utilización de datos sobre viudez de dos encuestas ... 125
C. Estimación de la supervivencia de adultos desde el nacimiento ... 126
1. Características generales de los métodos ... 126
2. Estimación de la supervivencia femenina desde el nacimiento hasta las edades adultas basándose en las proporciones con madre superviviente ... 127
   *a*) Fundamento y justificación del método ... 127
   *b*) Datos requeridos ... 128
   *c*) Procedimiento de cálculo ... 128
   *d*) Un ejemplo detallado ... 128
3. Estimación de la supervivencia desde el nacimiento hasta las edades adultas en base a proporciones de no viudos ... 130
   *a*) Fundamento y justificación del método ... 130
   *b*) Datos sobre viudez clasificados por edad ... 130
      i) Datos requeridos ... 131
      ii) Procedimiento de cálculo ... 132
      iii) Un ejemplo detallado ... 133
   *c*) Datos sobre viudez clasificados por duración del matrimonio ... 134
      i) Datos requeridos ... 136
      ii) Procedimiento de cálculo ... 136
      iii) Un ejemplo detallado ... 136

*Capítulo* *Página*

V. ESTIMACIÓN DE LA MORTALIDAD ADULTA A PARTIR DE INFORMACIÓN SOBRE LA DISTRIBUCIÓN DE LOS FALLECIMIENTOS POR EDAD ..... 138
A. Antecedentes del método ..... 138
1. Uso de información sobre defunciones por edad y sexo ..... 138
2. Organización de este capítulo ..... 138
B. Método de Preston y Coale ..... 139
1. Fundamento y justificación del método ..... 139
2. Datos requeridos ..... 142
3. Procedimiento de cálculo ..... 142
4. Primer ejemplo detallado ..... 145
5. Segundo ejemplo detallado ..... 147
C. Método de la ecuación de equilibrio de Brass ..... 149
1. Fundamento y justificación del método ..... 149
2. Datos requeridos ..... 151
3. Procedimiento de cálculo ..... 151
4. Primer ejemplo detallado ..... 152
5. Segundo ejemplo detallado ..... 155

VI. OBTENCIÓN DE UNA TABLA DE VIDA SUAVIZADA A PARTIR DE UN CONJUNTO DE PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA ..... 157
A. Antecedentes de los métodos ..... 157
1. Necesidad de suavizar y completar conjuntos de probabilidades de supervivencia ..... 157
2. Organización de este capítulo ..... 157
B. Suavización e interpolación de un conjunto incompleto de probabilidades de supervivencia ..... 157
1. Fundamento y justificación del método ..... 157
2. Datos requeridos ..... 158
3. Procedimiento de cálculo ..... 158
4. Un ejemplo detallado ..... 159
C. Vinculación de probabilidades de supervivencia en la niñez con probabilidades de supervivencia condicional de adultos ..... 161
1. Fundamento y justificación del método ..... 161
2. Método de vinculación usando un sistema logito de tablas de vida .. 161
*a*) Datos requeridos ..... 161
*b*) Procedimiento de cálculo ..... 162
*c*) Un ejemplo detallado ..... 162
*d*) Comentario al ejemplo detallado ..... 164
3. Uso de las tablas de vida modelo de Coale y Demeny ..... 164

VII. ESTIMACIÓN DE LA FECUNDIDAD Y LA MORTALIDAD USANDO DISTRIBUCIONES ESTABLES MODELO POR EDAD ..... 166
A. Antecedentes de los métodos ..... 166
1. Principios generales en que se basa el uso de poblaciones estables modelo para fines de estimación ..... 166
2. Organización de este capítulo ..... 168
B. Evaluación de las distribuciones por edad ..... 169
1. Fundamento y justificación del método ..... 169
2. Datos requeridos ..... 171
3. Procedimiento de cálculo ..... 171
4. Un ejemplo detallado ..... 171
5. Pautas típicas de las estimaciones de la tasa de natalidad ..... 173
C. Estimación de la fecundidad a partir de la proporción de la población de menos de 15 años y de la probabilidad de sobrevivir hasta los 5 años ... 177
1. Fundamento y justificación del método ..... 177
2. Datos requeridos ..... 178
3. Procedimiento de cálculo ..... 179
4. Un ejemplo detallado ..... 180
5. Comentarios sobre el ejemplo detallado ..... 182
D. Estimación de la esperanza de vida a los 5 años de edad y de la tasa de mortalidad por encima de esa edad a partir de la proporción de personas de menos de 15 años y de la tasa de crecimiento ..... 183

*Capítulo* *Página*

1. Fundamento y justificación del método ..... 183
2. Datos requeridos ..... 184
3. Procedimiento de cálculo ..... 184
4. Un ejemplo detallado ..... 185
5. Comentario sobre el ejemplo detallado ..... 188

VIII. ESTIMACIÓN DE LA FECUNDIDAD POR MÉTODOS DE RETROPROYECCIÓN ..... 189
A. Antecedentes de los métodos ..... 189
1. Significado de la retroproyección ..... 189
2. Organización de este capítulo ..... 189
B. Estimación de las tasas de natalidad por retroproyección de la población de menos de 10 años ..... 190
1. Fundamento y justificación del método ..... 190
2. Datos requeridos ..... 191
3. Procedimiento de cálculo ..... 191
4. Un ejemplo detallado ..... 192
C. El método de hijos propios para estimar la fecundidad ..... 194
1. Fundamento y justificación del método ..... 194
2. Datos requeridos ..... 195
3. Procedimiento de cálculo ..... 195
4. Un ejemplo detallado ..... 198

IX. ESTIMACIÓN DE MORTALIDAD ADULTA USANDO DISTRIBUCIONES POR EDAD DE CENSOS SUCESIVOS ..... 208
A. Antecedentes de los métodos ..... 208
1. Uso de una serie de distribuciones por edad de la población ..... 208
2. Organización de este capítulo ..... 208
B. Estimación de la mortalidad a partir de probabilidades de supervivencia intercensal ..... 209
1. Fundamento y justificación de los métodos ..... 209
2. Cocientes de supervivencia intercensal para cohortes quinquenales suavizados usando las tablas de vida de Coale y Demeny ..... 210
*a*) Datos requeridos ..... 210
*b*) Procedimiento de cálculo ..... 210
*c*) Primer ejemplo detallado: Panamá, 1960-1970 ..... 211
*d*) Segundo ejemplo detallado: Colombia, 1951-1964 ..... 213
3. Cocientes de supervivencia intercensal para cohortes quinquenales suavizados usando el sistema logito ..... 217
*a*) Datos requeridos ..... 217
*b*) Procedimiento de cálculo ..... 217
*c*) Primer ejemplo detallado: Panamá, 1960-1970 ..... 217
*d*) Segundo ejemplo detallado: Colombia, 1951-1964 ..... 219
4. Mortalidad intercensal estimada usando proyección y acumulación ..... 221
*a*) Características generales del método ..... 221
*b*) Datos requeridos ..... 221
*c*) Procedimiento de cálculo ..... 221
*d*) Un ejemplo detallado: Panamá, 1960-1970 ..... 223
C. Supervivencia intercensal con información adicional sobre el patrón de mortalidad por edades ..... 225
1. Fundamento y justificación del método ..... 225
2. Datos requeridos ..... 226
3. Procedimiento de cálculo ..... 226
4. Un ejemplo detallado ..... 228
D. Estimación de una tabla de vida a partir de la niñez en base a una distribución por edad y a tasas intercensales de crecimiento ..... 231
1. Fundamento y justificación del método ..... 231
2. Datos requeridos ..... 232
3. Procedimiento de cálculo ..... 232
4. Un ejemplo detallado: Panamá, 1960-1970 ..... 234

# *ANEXOS*


| *Capítulo* | | *Página* |
|---|---|---|
| I. | Edad media de los solteros al momento de contraer matrimonio | 239 |
| II. | Corrección de El-Badry para datos sobre hijos nacidos vivos | 244 |
| III. | Edad media de la procreación | 250 |
| IV. | Interpolación lineal | 253 |
| V. | Suavización de una distribución por edad | 255 |
| VI. | Cocientes de supervivencia de adultos a partir de las tablas de vida modelo de Coale y Demeny para usar con estimaciones de mortalidad adulta obtenidas de datos sobre orfandad | 264 |
| VII. | Cocientes de supervivencia de adultos a partir de las tablas de vida modelo de Coale y Demeny para usar con estimaciones de mortalidad adulta obtenidas de datos sobre viudez | 270 |
| VIII. | Valores de las probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento según las tablas de vida modelo de Coale y Demeny para mujeres, varones y ambos sexos combinados | 274 |
| IX. | Valores de la probabilidad de supervivencia para ambos sexos combinados, para edades hasta 15 años, a partir de las tablas de vida modelo de Coale y Demeny usando diferentes índices de masculinidad al nacer | 286 |
| X. | Probabilidades de sobrevivir 5 ó 10 años según las tablas de vida modelo de Coale y Demeny | 298 |
| XI. | Valores logito por años simples de edad para el nivel 16 femenino de las tablas de vida modelo de Coale y Demeny | 314 |
| XII. | Glosario | 316 |


## LISTA DE CUADROS


| *Cuadro* | | *Página* |
|---|---|---|
| 1. | Guía esquemática del *Manual X* | 7 |
| 2. | Valores logito para el standard general de Brass | 19 |
| 3. | Patrón standard de fecundidad natural y de desviaciones con respecto a la fecundidad natural, por grupos de edad, para el modelo de fecundidad de Coale y Trussell | 25 |
| 4. | Valores de la transformación $\eta$ del patrón standard de fecundidad, $\eta(F(x))$ | 27 |
| 5. | Guía esquemática del contenido del capítulo II | 32 |
| 6. | Correspondencia entre índices y grupos de edad | 35 |
| 7. | Coeficientes para interpolar la fecundidad acumulada a fin de estimar la paridez equivalente | 36 |
| 8. | Coeficientes para el cálculo de factores de ponderación con el fin de estimar las tasas de fecundidad por edades para grupos de edad convencionales a partir de grupos de edad desplazados seis meses | 36 |
| 9. | Hijos nacidos vivos y nacimientos en el año anterior, por grupo de edad de la madre, Bangladesh, 1974 | 37 |
| 10. | Paridez media, tasas de fecundidad preliminares y fecundidad acumulada por grupos de edad de la madre, Bangladesh, 1974 | 37 |
| 11. | Paridez media, paridez equivalente, y cocientes $P/F$, Bangladesh, 1974 | 38 |
| 12. | Tasas preliminares de fecundidad de período, tasas de fecundidad para grupos de edad convencionales, tasas ajustadas de fecundidad y número estimado de nacimientos, Bangladesh, 1974 | 38 |
| 13. | Número de mujeres, número de mujeres con al menos un hijo y número de primeros nacimientos durante los 12 meses anteriores a la encuesta por grupo de edad, Bangladesh, 1974 | 42 |
| 14. | Proporción de mujeres con al menos un hijo, tasas de fecundidad del primer nacimiento de período y fecundidad del primer nacimiento acumulada, por grupos de edad, Bangladesh, 1974 | 42 |

*Cuadro* *Página*

15. Proporciones declaradas y equivalentes de madres, por grupos de edad, y cocientes $P_1/F_1$, Bangladesh, 1974 ..... 43
16. Población femenina, hijos nacidos vivos y nacimientos registrados, por grupos de edad de la madre, Tailandia, 1960 y 1970 ..... 46
17. Paridez media declarada en 1960 y 1970, y paridez de la cohorte hipotética, por grupos de edad, Tailandia ..... 46
18. Tasas de fecundidad por edades en 1960 y 1970, y tasas de fecundidad para el período intercensal, Tailandia ..... 47
19. Fecundidad acumulada, paridez equivalente, paridez de la cohorte hipotética, cocientes $P/F$ y tasas de fecundidad intercensales ajustadas, Tailandia, 1960-1970 ..... 48
20. Factores de separación para desglosar las tasas anuales de fecundidad por cohorte ..... 51
21. Nacimientos registrados por grupos quinquenales de edad de la madre, Tailandia, 1950-1969 ..... 52
22. Población total y población femenina de 15 a 34 años, por grupos de edad, para los censos de los años 1947, 1960 y 1970; hijos nacidos vivos para 1970 y población ajustada en 1970, Tailandia ..... 52
23. Tasas de crecimiento por edades de la población femenina, 1947-1960 y 1960-1970, después de un ajuste, Tailandia ..... 53
24. Población femenina estimada a mediados de cada año, por grupos de edad, Tailandia, 1950-1969 ..... 54
25. Tasas de fecundidad por edades calculadas a partir de nacimientos registrados y de la población femenina a mediados de cada año, Tailandia, 1950-1969 ..... 54
26. Cálculo de la paridez equivalente para diferentes cohortes femeninas, Tailandia, 1950-1969 ..... 55
27. Contribuciones a la fecundidad de cada cohorte, por grupos de edad y períodos quinquenales, Tailandia, 1950-1969 ..... 57
28. Estimaciones del grado de cobertura del registro de nacimientos, Tailandia, 1969 ..... 58
29. Paridez media declarada, 1960 y 1970, e incrementos de paridez por cohorte durante el período intercensal, Tailandia ..... 60
30. Contribuciones de la fecundidad por períodos a la fecundidad acumulada por las cohortes durante períodos quinquenales e incrementos intercensales estimados en la fecundidad acumulada de las cohortes, Tailandia, 1960-1969 60
31. Estimaciones del grado de cobertura del registro de nacimientos, Tailandia, 1960-1969 ..... 61
32. Población femenina e hijos nacidos vivos por grupos de edad, Tailandia, 1960, 1970 y 1975 ..... 65
33. Paridez media en 1960 y 1970, incrementos de la paridez por cohorte y paridez media de la cohorte hipotética intercensal, Tailandia ..... 65
34. Paridez media de la cohorte hipotética, fecundidad acumulada y tasas de fecundidad por edades, Tailandia, 1960-1970 ..... 66
35. Paridez media en 1970 y 1975, incrementos de la paridez por cohorte y paridez media de la cohorte hipotética, Tailandia ..... 67
36. Paridez media de la cohorte hipotética, fecundidad acumulada y tasas de fecundidad por edades, Tailandia, 1970-1975 ..... 67
37. Paridez media esperada para valores seleccionados de la edad más temprana a la que un número apreciable de mujeres contrae matrimonio y de la edad media de las mujeres solteras al momento de casarse cuando la fecundidad marital corresponde al nivel indicado en el cuadro 38 ..... 71
38. Tasas de fecundidad marital por edades para la norma de fecundidad natural ..... 72
39. Hijos nacidos vivos y mujeres casadas alguna vez, por tiempo transcurrido desde el primer matrimonio, Egipto, 1976 ..... 72
40. Mujeres que permanecen solteras toda su vida y número total de mujeres, por grupos de edad, Egipto, 1976 ..... 72
41. Paridez media declarada y esperada, por duración del matrimonio, Egipto, 1976 ..... 72

*Cuadro* *Página*

42. Cálculo de la paridez media esperada por grupos de duración, Egipto, 1976 . 73
43. Tasas ajustadas de fecundidad marital y de fecundidad por edades, y número de nacimientos, Egipto, 1976 ..... 73
44. Mujeres casadas alguna vez, hijos nacidos vivos y nacimientos en el año anterior a la encuesta, por tiempo transcurrido desde el primer matrimonio, 1976 ..... 75
45. Fecundidad acumulada, paridez equivalente y cocientes entre paridez media y paridez equivalente por tiempo transcurrido desde el primer matrimonio, 1976 ..... 76
46. Guía esquemática del contenido del capítulo III ..... 81
47. Coeficientes para estimar los multiplicadores usados para derivar la mortalidad en la niñez, variante Trussell, cuando los datos se clasifican por edad de la madre ..... 83
48. Coeficientes para estimar el período temporal, $t(x)$, al que se refieren los valores de $q(x)$ estimados a partir de datos clasificados por edad ..... 84
49. Hijos nacidos vivos e hijos supervivientes, por sexo y edad de la madre, Panamá, 1976 ..... 84
50. Paridez media por sexo del hijo y edad de la madre, Panamá, 1976 ..... 85
51. Proporciones de hijos fallecidos, por sexo del hijo y edad de la madre, Panamá, 1976 ..... 85
52. Multiplicadores de Trussell para estimar la mortalidad en la niñez, modelo Oeste, Panamá, 1976 ..... 85
53. Estimaciones de las probabilidades de morir y de sobrevivir, por sexo, obtenidas de datos sobre la supervivencia de hijos, clasificados por edad de la madre, modelo Oeste, Panamá, 1976 ..... 86
54. Estimación del período al que se refieren las probabilidades estimadas de fallecimiento, modelo Oeste, Panamá, 1976 ..... 86
55. Niveles de mortalidad en las tablas modelo Oeste consistentes con las estimaciones de mortalidad en la niñez $q(x)$, Panamá, 1976 ..... 87
56. Coeficientes para estimar los multiplicadores usados para derivar la mortalidad en la niñez, variante Trussell, cuando los datos se clasifican por duración del matrimonio ..... 88
57. Coeficientes para estimar el período temporal, $t(x)$, al que se refieren los valores de $q(x)$ estimados a partir de datos clasificados por duración del matrimonio ..... 89
58. Total de hijos nacidos vivos y de hijos supervivientes, por sexo del hijo y duración del matrimonio de la madre, Panamá, 1976 ..... 90
59. Paridez media por sexo de los hijos y duración del matrimonio de la madre, Panamá, 1976 ..... 90
60. Proporciones de hijos fallecidos, por sexo del hijo y duración del matrimonio de la madre, Panamá, 1976 ..... 90
61. Multiplicadores para las proporciones de hijos fallecidos tabulados por duración del matrimonio, suponiendo un patrón de mortalidad Oeste, Panamá, 1976 ..... 91
62. Estimaciones de las probabilidades de morir y de sobrevivir por sexo, obtenidas de datos sobre hijos supervivientes clasificados por duración del matrimonio, modelo Oeste, Panamá, 1976 ..... 91
63. Estimaciones del período de referencia, $t(x)$, de las probabilidades estimadas de morir, modelo Oeste, Panamá, 1976 ..... 91
64. Niveles de mortalidad en las tablas modelo Oeste consistentes con las estimaciones de la mortalidad en la niñez, basadas en la duración, Panamá, 1976 ..... 92
65. Número de mujeres, hijos nacidos vivos e hijos fallecidos, por grupos de edad, Tailandia, 1970 y 1975 ..... 94
66. Número promedio de hijos nacidos vivos y de hijos fallecidos por mujer, por grupos de edad de la madre, Tailandia, 1970 y 1975 ..... 94
67. Número promedio de hijos nacidos vivos y de hijos fallecidos por mujer de una cohorte hipotética, por edad de la madre, Tailandia, 1970-1975 ..... 94
68. Estimaciones de la mortalidad en la niñez, Tailandia, período 1970-1975 ... 95
69. Estimaciones de la mortalidad en la niñez, Tailandia, 1975 ..... 95

*Cuadro* *Página*

70. Coeficientes para estimar los multiplicadores, $k(i)$, a partir de la experiencia de cohortes verdaderas, cuando los datos se clasifican por edad de la madre y el intervalo entre las encuestas es de cinco años ..... 97
71. Coeficientes para estimar los multiplicadores, $k(i)$, a partir de la experiencia de cohortes verdaderas, cuando los datos se clasifican por edad de la madre y el intervalo entre las encuestas es de diez años ..... 98
72. Coeficientes para estimar los multiplicadores, $k(i)$, a partir de la experiencia de cohortes verdaderas, cuando los datos se clasifican por duración del matrimonio y el intervalo entre las encuestas es de cinco años ..... 98
73. Coeficientes para estimar los multiplicadores, $k(i)$, a partir de la experiencia de cohortes verdaderas, cuando los datos se clasifican por duración del matrimonio y el intervalo entre las encuestas es de diez años ..... 99
74. Coeficientes necesarios para estimar el período de referencia, $t(x)$, a partir de la experiencia de cohortes verdaderas cuando los datos se clasifican por edad y el intervalo entre las encuestas es de cinco años ..... 99
75. Coeficientes necesarios para estimar el período de referencia, $t(x)$, a partir de la experiencia de cohortes verdaderas cuando los datos se clasifican por edad y el intervalo entre las encuestas es de diez años ..... 99
76. Coeficientes necesarios para estimar el período de referencia, $t(x)$, a partir de la experiencia de cohortes verdaderas cuando los datos se clasifican por duración del matrimonio y el intervalo entre las encuestas es de cinco años .. 99
77. Coeficientes necesarios para estimar el período de referencia, $t(x)$, a partir de la experiencia de cohortes verdaderas cuando los datos se clasifican por duración del matrimonio y el intervalo entre las encuestas es de diez años ... 100
78. Estimación de la mortalidad en la niñez a partir de los datos de 1975 teniendo en cuenta la experiencia de las cohortes en materia de fecundidad, Tailandia ..... 101
79. Datos sobre todos los hijos nacidos e hijos supervivientes, Brasil, 1960 y 1970 ..... 101
80. Estimación de la mortalidad en la niñez usando multiplicadores basados en el patrón de mortalidad Oeste, Brasil, 1960 ..... 102
81. Estimación de la mortalidad en la niñez usando multiplicadores basados en el patrón de mortalidad Oeste, Brasil, 1970 ..... 102
82. Estimación de la mortalidad en la niñez del período intercensal 1960-1970, con datos de 1960 sobre el total de hijos tenidos corregido para excluir a los mortinatos, Brasil ..... 102
83. Estimaciones intercensales de la mortalidad en la niñez, Brasil, 1960-1970 .. 102
84. Estimación de la mortalidad en la niñez tomando en cuenta la fecundidad de cohortes verdaderas, Brasil, 1970 ..... 103
85. Guía esquemática del contenido del capítulo IV ..... 106
86. Factores de ponderación, $W(n)$, para la conversión de las proporciones de informantes con madre viva en probabilidades de supervivencia femenina ... 110
87. Factores de ponderación, $W(n)$, para la conversión de las proporciones de informantes con padre vivo en probabilidades de supervivencia masculina ... 111
88. Valores de la función standard para calcular la referencia temporal de las estimaciones indirectas de la supervivencia de adultos ..... 111
89. Datos sobre orfandad materna y proporciones de informantes con madre viva, Bolivia, 1975 ..... 112
90. Hijos nacidos en los 12 meses anteriores a la encuesta, por edad de la madre al momento de la encuesta, Bolivia, 1975 ..... 112
91. Estimación de la supervivencia de mujeres adultas a partir de proporciones de informantes con madre viva, usando el método de Brass, Bolivia, 1975 ... 113
92. Estimación de los períodos de referencia para las estimaciones de supervivencia obtenidas de datos sobre orfandad materna, Bolivia, 1975 ..... 114
93. Coeficientes para estimar las probabilidades de supervivencia femenina desde los 25 años de edad a partir de las proporciones de informantes con madre viva ..... 115
94. Cálculo de las probabilidades de supervivencia femenina desde los 25 años usando proporciones con madre superviviente y el método basado en regresión, Bolivia 1975 ..... 115

*Cuadro* *Página*

95. Estimación de los períodos de referencia para las probabilidades de supervivencia obtenidas de datos sobre orfandad materna usando el método basado en regresión, Bolivia, 1975 ..... 116
96. Cálculo de las proporciones de personas con madre viva en una cohorte hipotética, ejemplo teórico ..... 117
97. Coeficientes para estimar las probabilidades condicionales de supervivencia masculina en base a datos sobre la situación de viudez de mujeres ..... 120
98. Coeficientes para estimar las probabilidades condicionales de supervivencia masculina en base a datos sobre la situación de viudez de hombres ..... 120
99. Población femenina casada alguna vez y número de mujeres cuyo primer marido murió antes del momento de la entrevista, por grupos de edad, Bolivia, 1975 ..... 121
100. Estimación de las probabilidades de supervivencia masculina a partir de información sobre supervivencia del primer marido, Bolivia, 1975 ..... 121
101. Estimación de los períodos de referencia para las probabilidades de supervivencia masculina obtenidas con información sobre supervivencia del primer marido, Bolivia, 1975 ..... 121
102. Coeficientes para estimar las probabilidades condicionales de supervivencia masculina a partir de la situación de viudez de informantes femeninas, clasificadas por duración del matrimonio ..... 123
103. Coeficientes para estimar las probabilidades condicionales de supervivencia femenina a partir de la situación de viudez de informantes masculinos, clasificados por duración del matrimonio ..... 123
104. Datos sobre la situación de supervivencia de la primera esposa, informantes masculinos, Panamá, 1976 ..... 124
105. Estimación de las probabilidades de supervivencia femenina a partir de datos para varones sobre supervivencia de la primera esposa, por duración de matrimonio, Panamá, 1976 ..... 125
106. Estimación de los períodos de referencia de las probabilidades de supervivencia femenina obtenidas de datos sobre viudez masculina, Panamá, 1976 125
107. Coeficientes para estimar probabilidades de supervivencia femenina desde el nacimiento basándose en proporciones de informantes con madre viva ..... 127
108. Valores de la razón standard que hay que usar para estimar las probabilidades de supervivencia desde el nacimiento basándose en datos sobre orfandad materna, modelos Coale-Demeny ..... 128
109. Hijas nacidas vivas y supervivientes según la Encuesta Demográfica Nacional, Bolivia, 1975 ..... 128
110. Estimación de la mortalidad femenina en la niñez, Bolivia, 1975 ..... 128
111. Estimación de las probabilidades de supervivencia femenina desde el nacimiento usando información sobre orfandad por edad del informante, Bolivia, 1975 ..... 129
112. Coeficientes para estimar la supervivencia masculina desde el nacimiento a partir de proporciones de mujeres con primer marido superviviente, clasificadas por edad ..... 132
113. Coeficientes para estimar la supervivencia femenina desde el nacimiento a partir de proporciones de varones con primera esposa superviviente, clasificados por edad ..... 132
114. Valores de la razón standard, *RSW*, que indica la relación entre la mortalidad en la niñez y la adulta al estimar las probabilidades de supervivencia desde el nacimiento en base a datos sobre viudez, modelos Coale-Demeny ..... 132
115. Datos sobre la incidencia de viudez entre varones, obtenidos por la Encuesta Demográfica Nacional, Bolivia, 1975 ..... 132
116. Estimación de los períodos de referencia de las probabilidades condicionales de supervivencia femenina, Bolivia, 1975 ..... 133
117. Estimación de la supervivencia femenina desde el nacimiento usando datos sobre la incidencia de viudez entre varones, Bolivia, 1975 ..... 134
118. Coeficientes para estimar la supervivencia masculina desde el nacimiento a partir de proporciones de mujeres con primer marido superviviente, clasificadas por duración del primer matrimonio ..... 135

*Cuadro* *Página*

119. Coeficientes para estimar la supervivencia femenina desde el nacimiento a partir de proporciones de varones con primera esposa superviviente, clasificados por duración del primer matrimonio ..... 135
120. Estimación de las probabilidades de supervivencia femenina desde el nacimiento usando datos sobre la situación de viudez de informantes varones clasificados por duración del matrimonio, Panamá, 1976 ..... 136
121. Niveles de mortalidad Oeste que implican las estimaciones de mortalidad en la niñez obtenidas de datos clasificados por duración del matrimonio, Panamá, 1976 ..... 137
122. Guía esquemática del contenido del capítulo V ..... 139
123. Coeficientes para estimar la edad de ponderación del intervalo abierto, $z(A)$, a partir del cociente de defunciones de más de 45 años respecto de las de más de 10 años y la tasa de crecimiento de la población ..... 144
124. Población femenina y defunciones por edad, El Salvador, 1961 ..... 145
125. Tasas de crecimiento intercensal para mujeres, El Salvador, 1950-1971 .... 145
126. Defunciones declaradas y población estimada para diferentes edades, y cocientes entre población estimada y población declarada, mujeres, El Salvador, 1961 ..... 146
127. Distribución por edad de la población masculina, tasas centrales de mortalidad y número derivado de defunciones, por grupos de edad, Estado de Andra Pradesh, India, 1970 y 1971 ..... 148
128. Defunciones declaradas, población estimada para diferentes grupos de edad y cocientes entre población estimada y población declarada, varones, Estado de Andra Pradesh, India, 1970-1971 ..... 148
129. Elementos necesarios para estimar la cobertura del registro de defunciones entre mujeres adultas, El Salvador, 1961 ..... 153
130. Tasas parciales de mortalidad y natalidad para mujeres, El Salvador, 1961 .. 153
131. Ajuste de una línea recta por promedios de grupo, mujeres, El Salvador, 1961 ..... 154
132. Estimación de un factor de ajuste, $K$, mediante el uso de medias ponderadas, mujeres, El Salvador, 1961 ..... 155
133. Población en diferentes edades, defunciones declaradas y tasas parciales de natalidad y mortalidad para varones, Estado de Andra Pradesh, India, 1970-1971 ..... 156
134. Guía esquemática del contenido del capítulo VI ..... 158
135. Probabilidades de supervivencia en la niñez para mujeres, estimadas usando coeficientes de Trussell con datos clasificados por edad y por duración del matrimonio de la madre, Panamá, 1976 ..... 159
136. Probabilidades de supervivencia femenina estimadas con datos sobre la situación de viudez de informantes masculinos clasificados por duración del matrimonio, Panamá, 1976 ..... 159
137. Transformación logito de las probabilidades de supervivencia estimada y standard, Panamá, 1976 ..... 160
138. Probabilidades de supervivencia de una tabla de vida suavizada para mujeres, obtenidas mediante distintos métodos de suavización y vinculación, Panamá, 1976 ..... 161
139. Probabilidades condicionales estimadas de supervivencia femenina, $l(x)/l(20)$, y niveles de mortalidad correspondientes en la familia Oeste de las tablas de vida modelo, Panamá, 1976 ..... 163
140. Proceso de iteración para estimar los parámetros $\alpha$ y $\beta$ que definen una tabla de vida para mujeres en el sistema logito generado por el standard general, Panamá, 1976 ..... 164
141. Estimación de la tasa de natalidad promedio durante los 15 años anteriores a la enumeración en base a la proporción de la población de menos de 15 años de edad, $C(15)$, la probabilidad de sobrevivir hasta los 5 años de edad, $l(5)$, y la tasa constante de incremento natural, $r$, para algunas poblaciones no estables ..... 167
142. Guía esquemática del contenido del capítulo VII ..... 168
143. Distribución por edades y estimaciones de la tasa de natalidad ajustada para varones, Brasil, 1960 ..... 171

| Cuadro | | Página |
|---|---|---|
| 144. | Población por debajo de las edades exactas $x$, $N(x - )$, por sexo, Brasil, 1960 | 180 |
| 145. | Identificación de la población estable determinada por la proporción declarada de menos de 15 años al nivel 13,16, Brasil, 1960 | 181 |
| 146. | Estimación de la tasa bruta de reproducción por interpolación entre las poblaciones estables femeninas del modelo Sur, Brasil, 1960 | 183 |
| 147. | Tasa de mortalidad para personas de más de 5 años y esperanza de vida a los 5 años en poblaciones estables modelo con una proporción de menos de 15 años, $C(15)$, de 0,4195 y una tasa de crecimiento, $r$, de 0,025 | 184 |
| 148. | Población total de Colombia según sus censos | 185 |
| 149. | Población por grupos de edad y sexo, Colombia, 1951 | 185 |
| 150. | Proporción acumulada por debajo de la edad $x$ para varones y mujeres, y tasas de natalidad correspondientes en poblaciones estables ajustadas, modelo Oeste femenino, nivel 13, Colombia, 1951 | 186 |
| 151. | Identificación de la población estable femenina, modelo Oeste, consistente con una proporción de menos de 15 años, $C(15)$, de 0,4256 y una tasa de crecimiento, $r$, de 0,0219, Colombia, 1951 | 187 |
| 152. | Número de bautismos, por sexo y año en que se celebraron, Colombia, 1950-1952 | 188 |
| 153. | Guía esquemática del contenido del capítulo VIII | 189 |
| 154. | Valores de años-persona vividos desde la edad exacta $x$ hasta la $x + 5$, por una población estacionaria, tablas de vida del modelo Sur | 192 |
| 155. | Estimación del número de nacimientos por retroproyección, Brasil, 1960 | 192 |
| 156. | Población total en las fechas del censo y tasas de crecimiento intercensal por sexo, Brasil | 193 |
| 157. | Tasas de natalidad por sexo, estimadas por retroproyección, Brasil, 1960 | 193 |
| 158. | Tasas de natalidad para ambos sexos combinados, estimadas por retroproyección, Brasil, 1960 | 193 |
| 159. | Valores de los parámetros $\alpha$ y $\beta$ que determinan las tablas de vida modelo de Coale-Demeny para la niñez en el sistema logito generado por el nivel femenino 16 de la familia correspondiente | 196 |
| 160. | Valores de los parámetros $\alpha$ y $\beta$ que determinan las tablas de vida modelo de Coale-Demeny para mujeres adultas en el sistema logito generado por el nivel femenino 16 de la familia correspondiente | 197 |
| 161. | Datos sobre hijos propios, clasificados por edades simples y por edades simples de la madre, Colombia, 1978 | 199 |
| 162. | Valores de los factores de expansión, $K_x$, usados en el ajuste de los datos de hijos propios para tener en cuenta a los niños sin madre, Colombia, 1978 | 200 |
| 163. | Estimaciones de las probabilidades de supervivencia, $l(x)$ y ${}_1L_x$, en la niñez, modelo Norte, Colombia, 1978 | 200 |
| 164. | Coeficientes para estimar los factores de separación para el grupo de 0 a 1 años de edad, tablas de vida modelo de Coale-Demeny | 201 |
| 165. | Estimaciones de las probabilidades de supervivencia, $l(x)$ y ${}_1L_x$, para mujeres adultas, modelo Oeste, Colombia 1978 | 202 |
| 166. | Número estimado de nacimientos en períodos anuales, por edades simples de la madre, Colombia, 1963/64-1977/78 | 203 |
| 167. | Número estimado de mujeres en períodos anuales, por edades simples, Colombia, 1963/64-1977/78 | 204 |
| 168. | Tasas estimadas de fecundidad anual, por edades simples, Colombia, 1963/64-1977/78 | 205 |
| 169. | Tasas estimadas de fecundidad anual, por grupos quinquenales de edad, Colombia, 1963/64-1977/78 | 207 |
| 170. | Tasas estimadas de fecundidad trienal, por grupos quinquenales de edad, Colombia, 1964-1978 | 207 |
| 171. | Guía esquemática del contenido del capítulo IX | 209 |
| 172. | Coeficientes para estimar la distribución por edad de una población estacionaria, ${}_5L_x$, por grupos de edad no convencionales | 211 |
| 173. | Población femenina enumerada y ajustada en 1960, población enumerada en 1970 y cocientes de supervivencia por cohortes, Panamá | 212 |
| 174. | Determinación del nivel de mortalidad correspondiente a cada cociente de supervivencia por cohortes, Panamá, 1960-1970 | 213 |

*Cuadro* *Página*

175. Tabla de vida completa para el período intercensal usando las tablas de vida modelo de Coale y Demeny, Panamá, 1960-1970 ..... 214
176. Población femenina por grupos de edad, 1951 y 1964; población femenina ajustada, 1964, y cocientes de supervivencia por cohorte, Colombia ..... 214
177. Pasos para estimar el nivel de mortalidad al que corresponde cada cociente de supervivencia por cohorte en el modelo Oeste, Colombia, 1951-1964 ..... 215
178. Aplicación del procedimiento de suavización basado en el sistema logito a los cocientes de supervivencia por cohorte para el período 1960-1970, Panamá .. 219
179. Suavización de los cocientes de supervivencia por cohorte femenina mediante el uso del sistema logito de tablas de vida, Colombia, 1951-1964 ..... 221
180. Proyección a 10 años de la población inicial femenina usando diferentes niveles de mortalidad, Panamá, 1960-1970 ..... 224
181. Factores de ponderación para estimar las defunciones por cohorte en intervalos que no sean múltiplos de cinco ..... 227
182. Población femenina, 1960 y 1970; y defunciones registradas de mujeres, 1960, 1965 y 1970, por grupos de edad, Panamá ..... 228
183. Defunciones estimadas por cohorte, población femenina, Panamá, 1960-1970 ..... 229
184. Cocientes de población por cohortes, $N/N2$, y cocientes de defunciones por cohorte respecto de la población, $D/N2$, para diferentes tipos de cohortes, Panamá, 1960-1970 ..... 230
185. Coeficientes para la estimación de la tasa de crecimiento equivalente por encima de la edad $A$,$\rho(A)$, a partir de la tasa de crecimiento por encima de la edad 10 y del cociente de la población por encima de la edad 45 con respecto a la población por encima de la edad 10 ..... 233
186. Estimación de la mortalidad femenina intercensal usando tasas de crecimiento intercensal, Panamá, 1960-1970 ..... 234
187. Población por grupos de edad, sexo y estado civil, Panamá, 1976 ..... 239
188. Proporciones de solteros excluyendo los de estado civil desconocido, Panamá, 1976 ..... 240
189. Proporciones de solteros suponiendo que los de estado civil desconocido se han casado alguna vez, Panamá, 1976 ..... 241
190. Proporciones de solteras, 1955 y 1960, y proporciones estimadas de solteras en una cohorte hipotética intercensal, Japón ..... 242
191. Proporciones de solteras, 1966 y 1976, y proporciones estimadas de solteras en una cohorte hipotética intercensal, Túnez ..... 243
192. Población femenina según diferentes tipos de respuesta sobre hijos nacidos vivos, Perú, 1972 ..... 245
193. Ajuste de una línea recta usando promedios de grupo, Perú, 1972 ..... 246
194. Proporciones estimadas de mujeres sin hijos y población femenina estimada con paridez conocida, Perú, 1972 ..... 247
195. Población femenina de acuerdo a diferentes tipos de respuesta sobre hijos nacidos vivos, Tailandia, 1970 ..... 248
196. Proporciones declaradas de mujeres sin hijos y de paridez no declarada entre mujeres casadas alguna vez, Tailandia, 1970 ..... 248
197. Datos ajustados usando proporciones entre mujeres casadas alguna vez, Tailandia, 1970 ..... 249
198. Datos ajustados usando proporciones entre todas las mujeres, en base a un supuesto incorrecto, Tailandia, 1970 ..... 249
199. Patrón standard de fecundidad natural para mujeres casadas ..... 250
200. Proporciones de mujeres por estado civil, número de mujeres e hijos nacidos en 1961 ..... 251
201. Cálculo de la edad media de la procreación por el método directo ..... 251
202. Estimación de la edad media de la procreación, $\mu$, usando el método 2 ..... 252
203. Población masculina por edades simples, Sri Lanka, 1975 ..... 256
204. Ajuste con respecto al redondeo de edades, de la distribución por edad de varones, Sri Lanka, 1975 ..... 257
205. Estimación de una distribución ajustada por edad para varones usando las transformaciones $Y$ y una población estable del modelo Oeste como standard, Sri Lanka, 1975 ..... 259

*Cuadro* *Página*

206. Ajuste de dos enumeraciones consecutivas de la población femenina usando la supervivencia por cohortes, Turquía, 1955 y 1960 ..... 263
207. Probabilidades de supervivencia adulta femenina desde los 25 años de edad, $l(N)/l(25)$, para análisis de orfandad materna, modelo Norte ..... 264
208. Probabilidades de supervivencia adulta femenina desde los 25 años de edad, $l(N)/l(25)$, para análisis de orfandad materna, modelo Sur ..... 264
209. Probabilidades de supervivencia adulta femenina desde los 25 años de edad, $l(N)/l(25)$, para análisis de orfandad materna, modelo Este ..... 265
210. Probabilidades de supervivencia adulta femenina desde los 25 años de edad, $l(N)/l(25)$, para análisis de orfandad materna, modelo Oeste ..... 265
211. Probabilidades de supervivencia adulta masculina desde los 32,5 años de edad, $l(N)/l(32{,}5)$, para análisis de orfandad paterna, modelo Norte ..... 266
212. Probabilidades de supervivencia adulta masculina desde los 32,5 años de edad, $l(N)/l(32{,}5)$, para análisis de orfandad paterna, modelo Sur ..... 266
213. Probabilidades de supervivencia adulta masculina desde los 32,5 años de edad, $l(N)/l(32{,}5)$, para análisis de orfandad paterna, modelo Este ..... 267
214. Probabilidades de supervivencia adulta masculina desde los 32,5 años de edad, $l(N)/l(32{,}5)$, para análisis de orfandad paterna, modelo Oeste ..... 267
215. Probabilidades de supervivencia adulta masculina desde los 37,5 años de edad, $l(N)/l(37{,}5)$, para análisis de orfandad paterna, modelo Norte ..... 268
216. Probabilidades de supervivencia adulta masculina desde los 37,5 años de edad, $l(N)/l(37{,}5)$, para análisis de orfandad paterna, modelo Sur ..... 268
217. Probabilidades de supervivencia adulta masculina desde los 37,5 años de edad, $l(N)/l(37{,}5)$, para análisis de orfandad paterna, modelo Este ..... 269
218. Probabilidades de supervivencia adulta masculina desde los 37,5 años de edad, $l(N)/l(37{,}5)$, para análisis de orfandad paterna, modelo Oeste ..... 269
219. Probabilidades de supervivencia adulta femenina, desde los 20 años de edad, $l(N)/l(20)$, para análisis basados en la supervivencia de la primera esposa, modelo Norte ..... 270
220. Probabilidades de supervivencia adulta femenina, desde los 20 años de edad, $l(N)/l(20)$, para análisis basados en la supervivencia de la primera esposa, modelo Sur ..... 270
221. Probabilidades de supervivencia adulta femenina, desde los 20 años de edad, $l(N)/l(20)$, para análisis basados en la supervivencia de la primera esposa, modelo Este ..... 271
222. Probabilidades de supervivencia adulta femenina, desde los 20 años de edad, $l(N)/l(20)$, para análisis basados en la supervivencia de la primera esposa, modelo Oeste ..... 271
223. Probabilidades de supervivencia adulta masculina desde los 20 años de edad, $l(N)/l(20)$, para análisis basados en la supervivencia del primer marido, modelo Norte ..... 272
224. Probabilidades de supervivencia adulta masculina desde los 20 años de edad, $l(N)/l(20)$, para análisis basados en la supervivencia del primer marido, modelo Sur ..... 272
225. Probabilidades de supervivencia adulta masculina desde los 20 años de edad, $l(N)/l(20)$, para análisis basados en la supervivencia del primer marido, modelo Este ..... 273
226. Probabilidades de supervivencia adulta masculina desde los 20 años de edad, $l(N)/l(20)$, para análisis basados en la supervivencia del primer marido, modelo Oeste ..... 273
227. Probabilidades de supervivencia femenina desde el nacimiento, $l(x)$, modelo Norte ..... 274
228. Probabilidades de supervivencia masculina desde el nacimiento, $l(x)$, modelo Norte ..... 275
229. Probabilidades de supervivencia desde el nacimiento, $l(x)$, para ambos sexos combinados, modelo Norte ..... 276
230. Probabilidades de supervivencia femenina desde el nacimiento, $l(x)$, modelo Sur ..... 277
231. Probabilidades de supervivencia masculina desde el nacimiento, $l(x)$, modelo Sur ..... 278

*Cuadro* *Página*

232. Probabilidades de supervivencia desde el nacimiento, $l(x)$, para ambos sexos combinados, modelo Sur ..... 279
233. Probabilidades de supervivencia femenina desde el nacimiento, $l(x)$, modelo Este ..... 280
234. Probabilidades de supervivencia masculina desde el nacimiento, $l(x)$, modelo Este ..... 281
235. Probabilidades de supervivencia desde el nacimiento, $l(x)$, para ambos sexos combinados, modelo Este ..... 282
236. Probabilidades de supervivencia femenina, desde el nacimiento, $l(x)$, modelo Oeste ..... 283
237. Probabilidades de supervivencia masculina desde el nacimiento, $l(x)$, modelo Oeste ..... 284
238. Probabilidades de supervivencia desde el nacimiento, $l(x)$, para ambos sexos combinados, modelo Oeste ..... 285
239. Valores del modelo Norte para las probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento, $l(x)$, hasta edades de 1 a 15 años, ambos sexos combinados: índice de masculinidad al nacer de 1,02 ..... 286
240. Valores del modelo Norte para las probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento, $l(x)$, hasta edades de 1 a 15 años, ambos sexos combinados: índice de masculinidad al nacer de 1,03 ..... 286
241. Valores del modelo Norte para las probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento, $l(x)$, hasta edades de 1 a 15 años, ambos sexos combinados: índice de masculinidad al nacer de 1,04 ..... 287
242. Valores del modelo Norte para las probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento, $l(x)$, hasta edades de 1 a 15 años, ambos sexos combinados: índice de masculinidad al nacer de 1,05 ..... 287
243. Valores del modelo Norte para las probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento, $l(x)$, hasta edades de 1 a 15 años, ambos sexos combinados: índice de masculinidad al nacer de 1,06 ..... 288
244. Valores del modelo Norte para las probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento, $l(x)$, hasta edades de 1 a 15 años, ambos sexos combinados: índice de masculinidad al nacer de 1,07 ..... 288
245. Valores del modelo Sur para las probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento, $l(x)$, hasta edades de 1 a 15 años, ambos sexos combinados: índice de masculinidad al nacer de 1,02 ..... 289
246. Valores del modelo Sur para las probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento, $l(x)$, hasta edades de 1 a 15 años, ambos sexos combinados: índice de masculinidad al nacer de 1,03 ..... 289
247. Valores del modelo Sur para las probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento, $l(x)$, hasta edades de 1 a 15 años, ambos sexos combinados: índice de masculinidad al nacer de 1,04 ..... 290
248. Valores del modelo Sur para las probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento, $l(x)$, hasta edades de 1 a 15 años, ambos sexos combinados: índice de masculinidad al nacer de 1,05 ..... 290
249. Valores del modelo Sur para las probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento, $l(x)$, hasta edades de 1 a 15 años, ambos sexos combinados: índice de masculinidad al nacer de 1,06 ..... 291
250. Valores del modelo Sur para las probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento, $l(x)$, hasta edades de 1 a 15 años, ambos sexos combinados: índice de masculinidad al nacer de 1,07 ..... 291
251. Valores del modelo Este para las probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento, $l(x)$, hasta edades de 1 a 15 años, ambos sexos combinados: índice de masculinidad al nacer de 1,02 ..... 292
252. Valores del modelo Este para las probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento, $l(x)$, hasta edades de 1 a 15 años, ambos sexos combinados: índice de masculinidad al nacer de 1,03 ..... 292
253. Valores del modelo Este para las probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento, $l(x)$, hasta edades de 1 a 15 años, ambos sexos combinados: índice de masculinidad al nacer de 1,04 ..... 293

*Cuadro* *Página*

254. Valores del modelo Este para las probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento, $l(x)$, hasta edades de 1 a 15 años, ambos sexos combinados: índice de masculinidad al nacer de 1,05 ..... 293
255. Valores del modelo Este para las probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento, $l(x)$, hasta edades de 1 a 15 años, ambos sexos combinados: índice de masculinidad al nacer de 1,06 ..... 294
256. Valores del modelo Este para las probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento, $l(x)$, hasta edades de 1 a 15 años, ambos sexos combinados: índice de masculinidad al nacer de 1,07 ..... 294
257. Valores del modelo Oeste para las probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento, $l(x)$, hasta edades de 1 a 15 años, ambos sexos combinados: índice de masculinidad al nacer de 1,02 ..... 295
258. Valores del modelo Oeste para las probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento, $l(x)$, hasta edades de 1 a 15 años, ambos sexos combinados: índice de masculinidad al nacer de 1,03 ..... 295
259. Valores del modelo Oeste para las probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento, $l(x)$, hasta edades de 1 a 15 años, ambos sexos combinados: índice de masculinidad al nacer de 1,04 ..... 296
260. Valores del modelo Oeste para las probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento, $l(x)$, hasta edades de 1 a 15 años, ambos sexos combinados: índice de masculinidad al nacer de 1,05 ..... 296
261. Valores del modelo Oeste para las probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento, $l(x)$, hasta edades de 1 a 15 años, ambos sexos combinados: índice de masculinidad al nacer de 1,06 ..... 297
262. Valores del modelo Oeste para las probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento, $l(x)$, hasta edades de 1 a 15 años, ambos sexos combinados: índice de masculinidad al nacer de 1,07 ..... 297
263. Probabilidades de supervivencia femenina quinquenal, ${}_5S_{x,\,x+4}$, modelo Norte ..... 298
264. Probabilidades de supervivencia femenina quinquenal, ${}_5S_{x,\,x+4}$, modelo Sur ..... 299
265. Probabilidades de supervivencia femenina quinquenal, ${}_5S_{x,\,x+4}$, modelo Este 300
266. Probabilidades de supervivencia femenina quinquenal, ${}_5S_{x,\,x+4}$, modelo Oeste ..... 301
267. Probabilidades de supervivencia masculina quinquenal, ${}_5S_{x,\,x+4}$, modelo Norte ..... 302
268. Probabilidades de supervivencia masculina quinquenal, ${}_5S_{x,\,x+4}$, modelo Sur 303
269. Probabilidades de supervivencia masculina quinquenal, ${}_5S_{x,\,x+4}$, modelo Este 304
270. Probabilidades de supervivencia masculina quinquenal, ${}_5S_{x,\,x+4}$, modelo Oeste ..... 305
271. Probabilidades de supervivencia femenina decenal, ${}_{10}S_{x,\,x+4}$, modelo Norte . 306
272. Probabilidades de supervivencia femenina decenal, ${}_{10}S_{x,\,x+4}$, modelo Sur ... 307
273. Probabilidades de supervivencia femenina decenal, ${}_{10}S_{x,\,x+4}$, modelo Este .. 308
274. Probabilidades de supervivencia femenina decenal, ${}_{10}S_{x,\,x+4}$, modelo Oeste . 309
275. Probabilidades de supervivencia masculina decenal, ${}_{10}S_{x,\,x+4}$, modelo Norte 310
276. Probabilidades de supervivencia masculina decenal, ${}_{10}S_{x,\,x+4}$, modelo Sur .. 311
277. Probabilidades de supervivencia masculina decenal, ${}_{10}S_{x,\,x+4}$, modelo Este . 312
278. Probabilidades de supervivencia masculina decenal, ${}_{10}S_{x,\,x+4}$, modelo Oeste 313
279. Valor logito del complemento de la probabilidad de supervivencia, $1 - l(x)$, modelo Norte ..... 314
280. Valor logito del complemento de la probabilidad de supervivencia, $1 - l(x)$, modelo Sur ..... 314
281. Valor logito del complemento de la probabilidad de supervivencia, $1 - l(x)$, modelo Este ..... 315
282. Valor logito del complemento de la probabilidad de supervivencia, $1 - l(x)$, modelo Oeste ..... 315

# LISTA DE FIGURAS


*Figura* — *Página*

1. Desviaciones relativas de los valores de la probabilidad de morir, ${}_nq_x$, del modelo Norte respecto de aquella del modelo Oeste para mujeres, nivel 9 .... 15
2. Desviaciones relativas de los valores de la probabilidad de morir, ${}_nq_x$, del modelo Sur respecto de aquella del modelo Oeste para mujeres, nivel 9 ..... 15
3. Desviaciones relativas de los valores de la probabilidad de morir, ${}_nq_x$, del modelo Este respecto de aquella del modelo Oeste para mujeres, nivel 9 ..... 16
4. Desviaciones relativas de los valores de la probabilidad de morir, ${}_nq_x$, de los modelos Norte, Sur y Este respecto de aquella del modelo Oeste para mujeres, nivel 9 ..... 16
5. Tablas de vida obtenidas del sistema logito, dejando $\beta = 1{,}0$ y usando el standard general de Brass ..... 19
6. Tablas de vida obtenidas del sistema logito, dejando $\alpha = 0{,}0$ y usando el standard general de Brass ..... 19
7. Comparación de los patrones de mortalidad de las tablas de vida modelo de las Naciones Unidas para países en desarrollo con la familia Oeste de las tablas de Coale y Demeny ..... 21
8. Patrones de fecundidad de Coale y Trussell: combinaciones de matrimonio temprano y grados diversos de control de fecundidad, y matrimonio tardío con los mismos grados de control de fecundidad ..... 25
9. Patrones de fecundidad generados por medio del modelo basado en la relación de Gompertz con $\beta = 1{,}0$ ..... 26
10. Patrones de fecundidad generados por medio del modelo basado en la relación de Gompertz con $\alpha = 0{,}0$ ..... 27
11. Ilustración de los efectos de desviaciones de los supuestos en la tendencia de los cocientes entre población estimada y población declarada, $\hat{N}/N$, para casos modelo ..... 141
12. Gráfico de los cocientes entre población femenina estimada y población femenina declarada, El Salvador, 1961 ..... 147
13. Gráfico de los cocientes entre población estimada y población declarada, Estado de Andra Pradesh, India, 1970-1971 ..... 149
14. Gráfico de las tasas parciales de natalidad, $N(x)/N(x+)$, contra las tasas parciales de mortalidad, $D(x+)/N(x+)$, para mujeres, El Salvador, 1961 .... 154
15. Gráfico de las tasas parciales de natalidad, $N(x)/N(x+)$, contra las tasas parciales de mortalidad, $D(x+)/N(x+)$, para varones, Estado de Andra Pradesh, India, 1970-1971 ..... 156
16. Gráfico de la transformación logito de las probabilidades de supervivencia femenina estimada, $l(x)$, contra las del standard general, Panamá, 1976 ..... 160
17. Comparación de las distribuciones por edad de diferentes poblaciones estables, modelo Oeste ..... 170
18. Gráfico de las tasas de natalidad estimadas, $b(x)$, basadas en las poblaciones masculinas estables, familia Oeste, nivel 13, Brasil, 1960 ..... 172
19. Estimaciones de la tasa de natalidad, $b(x)$, obtenidas de las proporciones por debajo de la edad $x$, $C(x)$, en diferentes poblaciones ..... 173
20. Secuencias de las estimaciones de la tasa de natalidad, $b(x)$, obtenidas de poblaciones estables, modelo Oeste femenino del nivel 13, Colombia, 1951 ... 186
21. Gráfico de la transformación logito de la función de supervivencia estimada, $l(x)$, contra la del standard, modelo Oeste para mujeres, nivel 18, Panamá ... 219
22. Gráfico de la transformación logito de la función de supervivencia estimada, $l(x)$, contra la del standard, modelo Oeste para mujeres, nivel 15, Colombia . 222
23. Gráficos de cocientes de población por cohortes, $N1/N2$, contra los cocientes de defunciones por cohorte respecto de la población, $D/N2$, para varios tipos de cohortes ..... 231
24. Estimación del nivel verdadero de no respuesta en el análisis de datos sobre hijos nacidos vivos, Perú, 1972 ..... 246
25. Estimación del nivel verdadero de no respuesta en el análisis de datos sobre hijos nacidos vivos, Tailandia, 1970 ..... 248
26. Gráfico de la transformación $Y$ de las proporciones por debajo de la edad $x$ en la población estudiada contra la transformación $Y$ de las proporciones equivalentes en la población standard, Sri Lanka, 1975 ..... 260

*Figura* *Página*

27. Comparación de los resultados de diferentes procedimientos de ajuste para la distribución por edad de varones, Sri Lanka, 1975 ..... 261

## NOTAS EXPLICATIVAS

En los cuadros del presente *Manual* se han empleado los siguientes signos:

Tres puntos (. . . ) indican que los datos faltan o no constan por separado.

Un guión (-) indica que el concepto de que se trata no es aplicable.

La raya (—) indica que la cantidad es nula o despreciable.

El signo menos ( − ) indica déficit o disminución, salvo que se especifique otra cosa.

La raya inclinada (/) indica un año agrícola o un ejercicio económico, por ejemplo, 1970/71.

El guión (-) puesto entre cifras que expresen años, por ejemplo, 1971-1973, indica que se trata de todo el período considerado, ambos años inclusive.

Debido a que a veces se redondean las cifras, los datos parciales y porcentajes no siempre suman el total correspondiente.

Las referencias a dólares ($) indican dólares de los Estados Unidos, salvo que se especifique otra cosa.

A lo largo de todo el *Manual*, por razones técnicas, las fracciones decimales en las cifras de los cuadros y de las fórmulas se indican con punto en lugar de coma.

# INTRODUCCION

## A. Orígenes y alcance del *Manual X*

El *Manual X* se concibió originalmente para ayudar a expertos en población, sobre todo de países en desarrollo, a que se desempeñaran lo mejor posible en la evaluación y explotación de fuentes de datos locales. También se proponía que sirviera de marco de referencia para los detallados informes por países preparados por el Comité de Población y Demografía y sus grupos de trabajo. El uso de secciones preliminares del *Manual* en la aplicación del programa de trabajo del Comité demostró su utilidad como instrumento de investigación, difundiendo las técnicas más recientes de estimación demográfica. La colaboración de la División de Población del Departamento de Asuntos Económicos y Sociales Internacionales de la Secretaría de las Naciones Unidas con el Comité de Población y Demografía asegura una audiencia incluso más amplia al *Manual*, acrecentando todavía más la importancia de que los usuarios comprendan algo de sus orígenes con miras a estar advertidos sobre las limitaciones de su contenido.

El *Manual X* resulta particularmente valioso porque es la recopilación más completa hasta la fecha de técnicas adecuadas para analizar datos demográficos incompletos o defectuosos. Incluso en este aspecto, sin embargo, el *Manual* no es perfecto. En los últimos cuatro años, el campo de las estimaciones demográficas se ha ampliado mucho, y la tarea de tener el *Manual* completamente actualizado superaba las posibilidades de sus autores. Además, conforme se proponían y probaban métodos nuevos, se advirtió muchas veces que su resistencia al error no era tan elevada como se esperaba. Por lo tanto, en varios casos, los métodos incluidos en las versiones preliminares del *Manual* tuvieron que alterarse. Es posible que algunos de los métodos que figuran en la versión presente requieran modificaciones futuras para mejorar su utilidad. Así, en términos tanto de alcance como de detalle, este volumen no puede considerarse la última palabra sobre estimación demográfica.

La segunda cualidad del *Manual X* es que está orientado hacia el usuario. Se ha hecho hincapié en la manera en que se aplican las técnicas de estimación. Se ofrecen ejemplos minuciosos, y la tendencia general ha sido pecar por exceso más que por defecto cuando se trata de detallar. Esta estrategia contrasta profundamente con la práctica normalmente seguida en los trabajos que aparecen en las revistas especializadas, que a menudo constituyen las únicas fuentes publicadas de información sobre métodos recientes. Obviamente, aquellos ya familiarizados con los métodos descritos pueden considerar ese nivel de detalle innecesario o agobiante. No obstante, la experiencia ha mostrado que el detalle es útil para el usuario menos sofisticado, para quien resulta esencial que los errores resultantes de la aplicación errónea de un método no se confundan con aquellos ya presentes en los datos usados.

Como consecuencia de este enfoque orientado hacia el usuario, se ha desplegado un esfuerzo consciente para simplificar lo más posible la descripción de todos los métodos y de su razón de ser. Tal estrategia se ajusta ciertamente al carácter del *Manual*, en el que se insiste en los aspectos prácticos, dándosele menor importancia a la base teórica. Por tanto, el usuario del *Manual X* encontrará información sobre las técnicas disponibles, las hipótesis básicas en que se fundan, ciertos principios orientadores sobre casos en que no procede usar determinados métodos, ejemplos detallados de cómo aplicar las técnicas propuestas y alguna orientación sobre cómo interpretar los resultados que arrojan; pero incluso si domina todo el *Manual* el usuario obtendrá pocos conocimientos sobre cómo desarrollar nuevas técnicas u otras distintas de las ya disponibles. En este sentido, el *Manual* constituye más un instrumento que una teoría general de estimación indirecta. El usuario que esté interesado en un tratamiento más teórico deberá consultar los trabajos disponibles en la bibliografía demográfica, cuyas referencias figuran en el texto.

Otra limitación del *Manual* es que se ocupa sobre todo de la estimación de la fecundidad y la mortalidad en los países en desarrollo. Hay otros procesos demográficos que afectan a las poblaciones de esos países (la migración, por ejemplo) que no se tratan aquí. No hay motivo teórico alguno para que las técnicas descritas no se apliquen a datos precisos de países desarrollados (y sin duda, muchas de ellas se han aplicado, con resultados por lo general muy satisfactorios), excepto que tales aplicaciones no son necesarias desde el punto de vista de la evaluación de los datos, aunque con frecuencia tengan interés para aquilatar la metodología propiamente dicha. Un área del análisis demográfico de los países desarrollados en que las técnicas han resultado útiles es la demografía histórica, donde no siempre los datos pueden considerarse precisos. En tanto los supuestos de base se cumplan más o menos, los métodos presentados pueden aplicarse en cualesquiera condiciones, aunque quizá no sean necesarios.

Tal vez la limitación más seria del *Manual X* es que no proporciona orientación suficiente para la evaluación de resultados, un aspecto del análisis que se contempla también con alguna superficialidad en la bibliografía en uso. El motivo de esa omisión es que la labor de evaluación es sumamente compleja, variando mucho de una aplicación a otra. Esto hace que resulte casi imposible sentar normas generales para llevarla a cabo. Tal limitación se acentúa hasta cierto punto por la estructura modular del *Manual*. Sin duda, como todas

las secciones se proponen ser independientes lo más posible, casi todos los ejemplos se tratan independientemente, dejando escaso margen para las comparaciones intertemporales, entre métodos o entre datos, que son tan esclarecedoras en el análisis real. Como los estudios nacionales preparados para el Comité de Población y Demografía del Consejo Nacional de Investigaciones intentan establecer cuadros coherentes de la evolución demográfica de una población, tomando en cuenta todos los datos disponibles pertinentes, tales estudios proporcionan más información para evaluar los resultados a partir de métodos, conjuntos de datos y períodos diferentes, y para saber de qué modo puede darse coherencia a una serie diversa de estimaciones imperfectamente consistentes. Por tanto, se recomienda a los usuarios del *Manual* consultar los informes por países que se enumeran al final de esta introducción y que son un ejemplo de cómo los resultados obtenidos por los métodos aquí descritos pueden combinarse de manera efectiva.

### B. Definición de las técnicas indirectas de estimación demográfica

La estimación demográfica consiste en medir los valores de parámetros demográficos básicos, tales como la tasa de natalidad, la de mortalidad, o la tasa global de fecundidad, en condiciones que no son perfectas. Esos parámetros básicos indican de qué modo una población evoluciona a lo largo del tiempo, en términos de tamaño y de su estructura por edad.

El término "indirecto" utilizado para calificar a algunas de las técnicas usadas en la estimación demográfica tiene su origen en el hecho de que tales técnicas producen estimaciones de un cierto parámetro basándose en información que sólo está indirectamente relacionada con tal parámetro. El ejemplo clásico es el uso de la proporción de hijos fallecidos entre todos los tenidos por mujeres entre los 20 y los 24 años de edad para estimar la probabilidad de morir antes de cumplir dos años. La proporción observada de hijos fallecidos guarda clara relación con las condiciones de mortalidad, pero no constituye una medida pura de la mortalidad porque está afectada por otros parámetros no relacionados con la mortalidad. Con el fin de transformar esa proporción en la deseada función de la tabla de vida, hay que tener en cuenta los demás parámetros, mediante el uso de procedimientos basados en modelos demográficos. Por lo tanto, no sólo es "indirecta" la información empleada, sino que el procedimiento seguido, aunque considerablemente simplificado en la práctica, no carece de rodeos teóricos. El alcance de estos rodeos varía mucho, sin embargo, de un procedimiento a otro, en términos tanto de la fiabilidad de los modelos usados como del número de factores no deseados que han de tenerse en cuenta. El término "indirecto" se usa, por lo tanto, para describir cualquier método de estimación que dependa de modelos, que recurra a pruebas de consistencia, o que utilice datos convencionales de modo no convencional.

### C. Necesidad de estimaciones indirectas

Tradicionalmente, la estimación demográfica se ha basado en datos obtenidos de censos y de un sistema de registros vitales. Un sistema de registro continuo tiene por misión registrar hechos vitales (nacimientos, defunciones, matrimonios, divorcios, etc.) conforme se producen. Cuando ese sistema va unido a recuentos periódicos de la población (censos), es posible calcular los parámetros demográficos. Si tanto el registro de hechos vitales como los recuentos censales fueran perfectos, los parámetros demográficos podrían calcularse directamente con los datos obtenidos y no habría necesidad de una estimación indirecta. Por desgracia, sin embargo, en muchos países hoy en día, tanto los datos como los sistemas de recolección descritos arriba o bien no existen o tienen una fiabilidad tan escasa que las estimaciones obtenidas directamente con los datos que producen son seriamente deficientes.

Aun cuando existe un sistema de registros vitales, es frecuente que adolezca de ciertos defectos. El principal es no registrar todos los hechos vitales al momento de su ocurrencia. Por ejemplo, en muchos países los nacimientos no necesariamente son registrados de inmediato. Sólo cuando los niños llegan a la edad de ingresar al sistema de educación pública, o a algún otro tipo de organización que requiera la presentación de un certificado de nacimiento, serán registrados. En países donde una proporción apreciable de la población nunca ha estado escolarizada o conectada de modo alguno con organizaciones oficiales que requieran certificados de identidad, muchos nacimientos no serán registrados jamás. Lo mismo puede ocurrir con los niños que mueren muy jóvenes; en tales casos, los padres quizá consideren inútil registrar tanto el nacimiento como la defunción. Con relación a los fallecimientos de adultos, es probable que sean registrados poco después de que sucedan o que no se registren nunca. En casi todos los países, las defunciones han de registrarse antes de que puedan expedirse permisos de inhumación. Por lo tanto, es probable que las defunciones adultas sean registradas poco después de que se produzcan, especialmente en las zonas urbanas donde los cementerios están restringidos a ciertas áreas administradas por el gobierno. Sin embargo, la necesidad de permisos de inhumación puede no existir en la práctica en zonas rurales o en otras áreas donde los lazos con la administración pública son más débiles. Por lo tanto, no es sorprendente encontrar que, a pesar de la necesidad legal de hacerlo, muchas veces las defunciones no son registradas. Por último, aun cuando los eventos vitales son registrados, sus características, tales como edad del difunto, la edad de la madre al dar a luz, o su paridez después de un alumbramiento, pueden no ser captadas correctamente.

Por otro lado, los censos, el segundo componente necesario para la estimación demográfica tradicional, distan también de producir datos perfectos. Adolecen sobre todo de dos tipos de error: no enumerar a todos los miembros de la población considerada (aunque, en ocasiones, algunos censos también han producido recuentos excesivos de la población) y ser afectados por la mala declaración de la edad de la población censada. La cobertura diferencial de la población por sexo y edad (especialmente entre los niños pequeños que tienden a ser subenumerados con respecto a la población adulta)

es también frecuente y sus efectos no siempre pueden ser distinguidos de los producidos por errores en la declaración de la edad.

### D. Evolución de la estimación indirecta y contenido del *Manual X*

Enfrentados con la imposibilidad de obtener mediciones razonables de los parámetros demográficos directamente de las fuentes tradicionales de datos, los demográfos han desarrollado un conjunto de técnicas que permiten su estimación indirecta. El desarrollo de esas técnicas ha seguido dos grandes vías: por un lado, la búsqueda de métodos robustos para analizar los datos recopilados por los sistemas tradicionales (tales como un método encaminado a estimar la tasa de mortalidad con datos del registro civil cuya precisión es incierta); y por el otro, el uso de preguntas que puedan contestarse con precisión razonable y que proporcionen información suficiente sobre determinado hecho demográfico como para permitir la estimación indirecta de su nivel (por ejemplo, el uso de información sobre la incidencia de la orfandad para estimar la mortalidad adulta).

Debido a su relación con ciertas clases de preguntas, los métodos de estimación indirecta del segundo tipo han acabado estando estrechamente asociados con las encuestas por muestreo. De hecho, las encuestas son quizá el medio mejor para recolectar los datos que requieren tales técnicas[1].

En los primeros ensayos para obtener estimaciones de parámetros demográficos a partir de datos procedentes de encuestas por muestreo, las preguntas planteadas eran las sugeridas directamente por las fuentes tradicionales de datos. Si se quería estimar la tasa de natalidad, era necesario conocer el número de nacimientos producidos en un determinado año; de aquí que hubiera que preguntar: "¿Cuántos nacimientos hubo en este hogar durante el año pasado?" Pronto pudo comprobarse que era mejor preguntar a todas las mujeres del hogar en edad de procrear: "¿Cuántos hijos ha tenido usted durante el año pasado?", registrando su edad. Con tal información, también era posible estimar tasas de fecundidad específicas por edad. Si se necesitaba una estimación de la tasa de mortalidad, se recurriría a una pregunta sobre los fallecimientos en el hogar durante el año anterior a la encuesta. Si se había producido alguna defunción, el registro de la edad y sexo del fallecido permitiría estimar las tasas centrales de mortalidad por edad y sexo de las que puede deducirse una tabla de vida. Así, era posible obtener un perfil demográfico completo, simplemente haciendo sólo dos o tres preguntas sencillas.

Por desgracia, los resultados obtenidos con tales encuestas no respondieron satisfactoriamente a las expectativas de sus usuarios. Las tasas de mortalidad obtenidas eran casi siempre demasiado bajas y las de natalidad parecían por lo general poco plausibles. La falla de la pregunta sobre defunciones se explicaba argumentando que la gente prefiere no hablar de tales eventos; prefiere olvidarlos. Se aducía también el hecho de que, a veces, la muerte de algún miembro del hogar podía acarrear la desintegración del mismo, de suerte que era más probable que los hogares existentes en el momento de la encuesta no hubiesen experimentado el fallecimiento de ninguno de sus miembros adultos en comparación con aquellos hogares desaparecidos pero que habían existido en algún momento del año transcurrido.

Otra razón avanzada para explicar los resultados deficientes de esas preguntas es la prevalencia de un concepto erróneo en lo que respecta a la longitud del período temporal al que se alude por parte de la población encuestada. La expresión vaga "durante el año pasado" puede no ser interpretada uniformemente por los encuestados como exactamente los 12 meses anteriores a la encuesta, sino más bien como un período de mayor o menor longitud, de acuerdo a tradiciones culturales.

Más ensayos con otras formas de las preguntas usadas han demostrado que su utilidad puede mejorarse, hasta cierto punto, haciéndolas más específicas. Por ejemplo, el período de que se trata debe concretarse con la mayor exactitud posible, de preferencia citando fechas que tengan especial importancia para la población encuestada. Así, si una encuesta se lleva a cabo durante la segunda quincena del mes de noviembre de 1978, por ejemplo, lo mejor sería preguntar "¿Cuántos hijos ha tenido usted desde el 1° de enero de este año?" en lugar de "¿Cuántos hijos ha tenido usted desde el 22 de noviembre de 1977?". La primera versión de la pregunta no abarca un año completo, pero arrojaría mejores resultados que la segunda en una sociedad conocedora del calendario porque el 22 de noviembre no es probable que constituya una fecha significativa para quienes responden. Los errores sistemáticos introducidos al restringir la información reunida a períodos que son inferiores a un año son más fáciles de corregir que los que se derivan de respuestas incorrectas.

Así y todo, aunque los datos producidos por esas preguntas (o por la versión más reciente y mejor disponible para explorar los nacimientos recientes, a saber, "¿Cuál fue la fecha de su último parto?") hechas a todas las mujeres en edad de procrear sean mejores, distan bastante de ser perfectos. Los errores de omisión o de memoria están siempre presentes en mayor o menor grado, de modo que se necesitan instrumentos analíticos especiales para evaluar y corregir los datos básicos. Hace unos 20 años, Brass[2] propuso un método que permite ajustar los datos sobre nacimientos en el último año. Tal método se basa en la sencilla idea de comparar la fecundidad acumulada por las mujeres jóvenes (total

[1] Para un detenido análisis de la diversas técnicas de recolección de datos de que se dispone en la actualidad, véase Panel on Data Collection, *Collecting Data for the Estimation of Fertility and Mortality*, National Research Council Committee on Population and Demography Report No. 6 (Washington, D.C., National Academy Press, 1981).

[2] W. Brass, *Uses of census or survey data for the estimation of vital rates*, (E/CN.14/CAS.4/V57), documento preparado para el Seminario Africano sobre Estadísticas Vitales, Addis Abeba, 14 a 19 de diciembre de 1964.

de hijos tenidos) con la fecundidad acumulada que exhibirían si la fecundidad reciente (obtenida a partir de los nacimientos ocurridos durante el último año) hubiera permanecido constante durante todas sus vidas. Brass argüía que, aunque el número de nacimientos declarados para el año anterior a la encuesta quizá no fuera correcto, el error proporcional podía considerarse más o menos constante con respecto a la edad de la madre, de suerte que cabría aceptar el patrón por edades de la fecundidad reciente, aun cuando no ocurriera lo mismo con su nivel. De igual modo, cabría esperar que las mujeres más jóvenes declararan su paridez con mayor precisión, ya que, en general, sus alumbramientos habrían tenido lugar recientemente, por lo que su nivel de fecundidad acumulada podría considerarse fiable. La corrección propuesta por Brass consistía por lo tanto en adoptar las dos partes más fidedignas de la información disponible, tomando el patrón de la fecundidad de los nacimientos ocurridos durante un año dado modificándola para que correspondiera con el nivel de la fecundidad acumulada declarada por las mujeres jóvenes.

Esa idea dio pie a una serie de métodos que explotaban los datos sobre hijos tenidos, obtenidos preguntando a las mujeres en edad de procrear: "¿Cuántos hijos nacidos vivos ha tenido usted?" Estos métodos se presentan en el capítulo II. En la medida de lo posible, todos ellos toman en cuenta las deficiencias usuales de los datos sobre hijos tenidos, tales como la tendencia de las mujeres de más edad a declarar menos hijos que los que realmente tuvieron. Esta tendencia se ha explicado arguyendo que tales mujeres pueden o bien omitir a aquellos hijos que murieron o indicar sólo aquellos que todavía viven con ellas. La omisión puede reducirse al mínimo haciendo preguntas más concretas, tales como: "¿Cuántos de los hijos que ha tenido viven con usted?", "¿Cuántos de los hijos que ha tenido viven fuera de su casa?", y "¿Cuántos de los hijos que tuvo y que nacieron vivos han muerto?" La suma de las respuestas a estas preguntas produce el número que se quiere conocer: el total de hijos tenidos.

Un subproducto de los datos sobre hijos tenidos que se obtiene del conjunto de tres preguntas citado arriba es el número de hijos sobrevivientes. El cociente de ambas cifras, esto es, la proporción de los hijos que todavía viven, ha sido reconocido desde hace tiempo como un indicador de la mortalidad en la niñez y Brass[3] fue el primero en sugerir un método para transformar esos cocientes (calculados para mujeres en cada grupo quinquenal de edades) en una medida de las probabilidades de morir en la tabla de vida. Algunas de las variantes de su método original se presentan en el capítulo III. Probablemente constituyen las técnicas más poderosas de estimación demográfica indirecta, especialmente en vista de la dificultad para obtener informaciones válidas sobre mortalidad infantil y de la niñez a partir de los datos de los registros donde, como se señaló antes, los fallecimientos de niños pequeños están frecuentemente sujetos a un alto grado de omisiones.

[3] *Ibid.*

En cuanto a la estimación de la mortalidad adulta, se desarrollaron casi simultáneamente dos enfoques. El primero se basa en la posibilidad de recolectar datos que proporcionaran indirectamente información sobre esa mortalidad. La encuesta demográfica por muestreo es el medio ideal para reunir tales datos, al permitir los tipos de preguntas que se proponen puedan ser ensayados sin incurrir gastos excesivos. Hasta ahora, dos preguntas han resultado útiles para la estimación de la mortalidad de adultos. Una, propuesta por Brass y Hill[4] para estimar la mortalidad femenina, investiga la condición de orfandad materna de cada uno de los miembros de la población ("¿Está su madre viva?"); la otra se usa para estimar la mortalidad masculina o femenina investigando la situación de supervivencia del primer cónyuge de mujeres u hombres, respectivamente, que hayan estado casados al menos una vez ("¿Vive todavía su primer esposo?"; "¿Vive todavía su primera esposa?"). Se ha encontrado que las respuestas a esas preguntas presentan ciertas sesgos característicos. Niños pequeños cuyas madres biológicas han fallecido viven a menudo con madres adoptivas, y es poco probable que quienes respondan a la pregunta sobre supervivencia de la madre hagan la distinción necesaria, ya sea porque simplemente no saben nada sobre la adopción o porque opinen que el asunto no debe indicarse. Por lo tanto, la incidencia declarada de la orfandad en las edades más jóvenes suele subestimar la verdadera y en consecuencia la mortalidad entre las mujeres jóvenes no puede estimarse con confianza. Los datos sobre viudez, por otra parte, se ven afectados por las segundas y posteriores nupcias. Para evitar ese problema, sólo debería investigarse la supervivencia del primer cónyuge, y la pregunta debe señalar tal distinción del modo más claro posible. Además, en países donde una proporción sustancial de las uniones son de tipo consensual (esto es, no legalizadas) hay que dejar claro entre los encuestados que "cónyuge" y "miembro de una unión consensual" son equivalentes. Si la pregunta se redacta debidamente, por lo general produce datos de buena calidad. Todos los métodos existentes que permiten la estimación de la mortalidad adulta a base de datos de orfandad y de viudez se examinan en el capítulo IV.

En un segundo enfoque para estimar la mortalidad adulta, Brass[5] intentó sacar partido de los datos ya existentes (obtenidos ya sea mediante un sistema de registro civil, o mediante una pregunta sobre las defunciones ocurridas durante un año dado hecha en una encuesta) acerca del número de fallecimientos clasificados por edad y sexo ocurridos durante un determinado período (un año de ordinario) a una determinada población con distribución por edades conocida. Estableciendo un sencillo modelo asociando la distribución por edades de las defunciones declaradas con la distribución

[4] W. Brass y K. H. Hill, "Estimating adult mortality from orphanhood", *International Population Conference, Liège, 1973* (Lieja, Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población, 1973), vol. 3, págs. 111 a 123.

[5] William Brass, *Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data* (Chapel Hill, North Carolina, Carolina Population Center, Laboratories for Population Statistics, 1975).

por edades de la población, bajo la hipótesis de que la subenumeración de los fallecimientos es igual en todas las edades y que la población es estable, es posible estimar la cuantía de la subenumeración relativa. En el capítulo V se presentan este método y una técnica similar propuesta por Preston y Coale[6].

Las técnicas descritas arriba se aplican, en su mayoría, a datos que proceden, por lo general, de encuestas por muestreo, aunque sean primordialmente factores de costo los que impiden que se obtengan de censos, que, de hecho, son sólo un tipo especial de encuesta. Con todo, con poca frecuencia figuran en los censos las preguntas necesarias para la estimación indirecta, en parte por la necesidad de no alargar los cuestionarios censales y no perjudicar así la calidad global de los datos. De aquí que sea muy común que los censos establezcan sólo la distribución por edad y sexo de la población que se enumera y, tal vez, que recopilen cierta información sobre la estructura de los hogares, en lo que atañe a información demográfica. Sólo se requieren tres preguntas para alcanzar ese objetivo: una, sobre la edad; otra, sobre el sexo; y una tercera que explore la relación de cada miembro del hogar encuestado con el jefe del mismo. Casi todos los censos efectuados en el siglo XX han incluido preguntas sobre edad y sexo, por lo que se dispone de distribuciones de la población según esas variables para períodos distintos en el caso de muchos países. El desarrollo de modelos matemáticos relacionando diferentes aspectos del crecimiento de la población con la distribución observada por edades[7] ha suscitado varias técnicas de estimación basadas en la estructura de edad de la población en un momento dado[8]. Esas técnicas muchas veces aprovechan conjuntos de modelos de mortalidad o de modelos de distribuciones por edad de poblaciones teóricamente estables. Tales conjuntos se conocen como "tablas de vida modelo" y "poblaciones estables modelo", y algunos de los conjuntos disponibles se describen en el capítulo I. Las técnicas de estimación que los usan se presentan en el capítulo VII.

Tradicionalmente, la información suministrada por la pregunta censal sobre la relación con el jefe del hogar no se usaba para fines de estimación demográfica. Esa situación cambió cuando Cho[9] sugirió un método que emplea la información sobre relación con el jefe del hogar para identificar, siempre que sea posible, la madre de cada hijo enumerado. Una vez que se identifique a la madre de cada niño, la edad de este último y la de la madre se conocen, y será posible calcular las tasas de fecundidad específicas por edad para cada uno de los 10 ó 15 años anteriores al censo, siempre que se disponga de estimaciones de la mortalidad en la niñez y de la mortalidad femenina adulta. En países donde los niños no son significativamente subenumerados, donde casi todos ellos viven con sus madres, y donde las edades declaradas son bastante precisas, este método arroja buenos resultados. Está especialmente indicado para estudiar la estructura por edades de la fecundidad, siempre, claro está, que la información sobre la edad no sea demasiado defectuosa. Como este método requiere para su aplicación estimaciones de parámetros demográficos que se suelen obtener por métodos descritos en capítulos anteriores, se presenta en el capítulo VIII.

Por último, si un país posee un sistema de registro de defunciones relativamente bueno, es posible comparar su fiabilidad con indicadores de mortalidad proporcionados por censos sucesivos, ya que la diferencia entre recuentos de una misma cohorte en momentos sucesivos será, si no hay migración neta, resultado sólo de la mortalidad. En el capítulo IX se presenta un método que, al comparar el registro de fallecimientos y los recuentos censales, permite estimar el subregistro de fallecimientos y el grado de precisión en la enumeración del censo[10].

### E. Uso del *Manual X*

El *Manual X* se propone describir algunas de las técnicas más promisorias disponibles actualmente para realizar estimaciones indirectas de parámetros demográficos. Cada una de las técnicas presentadas se basa en un modelo de la realidad más o menos simplificado, en donde por "modelo" se entiende un conjunto de relaciones matemáticas entre las variables demográficas pertinentes. Alguna comprensión del modelo en que se basa cada técnica es esencial para su uso adecuado, y comprender un modelo es tener una idea clara de las hipótesis o supuestos en que se basa. Al describir cada técnica en este *Manual*, se insiste siempre en los supuestos del modelo correspondiente.

Los modelos en que se basan las técnicas presentadas suelen tener en cuenta algunas de las deficiencias que es probable estén presentes en los datos reales. Por ejemplo, la técnica que permite estimar la tasa global de fecundidad mediante la comparación de la fertilidad reciente acumulada con la paridez media declarada asume específicamente que la fecundidad reciente tiene la forma correcta pero no necesariamente el nivel adecuado. En otras palabras, tiene presentes las deficiencias advertidas en los datos que se refieren a la fecundidad reciente y, en consecuencia, se propone ser robusta con respecto a los errores típicos que afectan los datos reales. En la medida de lo posible, otras técnicas se basan también en modelos que tienen cuenta, hasta cierto punto la existencia de errores típicos en los datos y son, por lo tanto, muy indicadas para permitir la

[6] Samuel H. Preston, Ansley J. Coale, James Trussell y Maxine Weinstein, "Estimating the completeness of reporting of adult deaths in populations that are approximately stable", *Population Index*, vol. 46, No. 2 (verano de 1980), págs. 179 a 202.

[7] Ansley J. Coale y Paul Demeny, *Regional Model Life Tables and Stable Populations* (Princeton, New Jersey, Princeton University Press, 1966); y Ansley J. Coale, *The Growth and Structure of Human Populations: A Mathematical Investigation* (Princeton, New Jersey, Princeton University Press, 1972).

[8] *Manual IV: Métodos para establecer mediciones demográficas fundamentales a partir de datos incompletos* (publicación de las Naciones Unidas, No. de venta: S.67.XIII.2).

[9] Lee-Jay Cho, "The own-children approach to fertility estimation: an elaboration", *International Population Conference, Liège, 1973* (Lieja, Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población, 1973), vol. 2, págs. 263 a 280.

[10] S. Preston y K. Hill, "Estimating the completeness of death registration", *Population Studies*, vol. 34, No. 2 (julio de 1980), págs. 349 a 366.

estimación de parámetros demográficos a partir de conjuntos de datos que distan de ser ideales.

Así y todo, aun cuando esas técnicas sean muy poderosas, no resuelven todos los problemas que surgen en la estimación demográfica. Por ejemplo, sus resultados no son totalmente inmunes a los efectos de las declaraciones erróneas de edad, ni resultan totalmente adecuados cuando hay errores diferenciales por edad. Por lo tanto, el analista que use esas técnicas hará bien en evaluar plenamente la calidad de los datos que esté examinando antes de aceptar o rechazar los valores de los parámetros obtenidos por los métodos indirectos de que se trate. Si en un caso particular cabe aplicar varias técnicas indirectas, es poco probable que sus resultados sean enteramente consistentes. Para seleccionar una estimación final entre todas las posibles habrá que conocer la manera en que los métodos operan generalmente, la calidad de los conjuntos particulares de datos que se estén usando, y el país mismo y sus costumbres. Tal selección se basa sobre todo en la experiencia, y en este *Manual* no es posible presentar normas generales para dirigir la selección; la presentación se limita, por lo tanto, a indicar de qué modo determinados errores afectan los resultados de los diferentes métodos.

La estrategia que se ha seguido al redactar el *Manual X* ha consistido en describir de la manera más sencilla posible los supuestos y, en caso necesario, los modelos en los que se basa cada técnica; y en proporcionar al lector una descripción detallada de la aplicación de cada método. La organización de cada sección donde se describe una técnica consta de ordinario de cuatro apartados. En la parte introductoria se indican los fundamentos y la justificación del método; en la segunda se enumeran los datos requeridos para su aplicación; la tercera describe, en términos generales, cómo se aplica el método; la cuarta es un ejemplo de su aplicación a un conjunto de datos reales. Tanto el apartado que explica el procedimiento de cálculo como el correspondiente al ejemplo detallado se dividen en pasos diferentes claramente indicados.

En la medida de lo posible, la sección que describe una técnica particular pretende ser independiente de otras secciones del *Manual*, a fin de que el usuario pueda referirse a ella sin tener que leer todo el volumen. En ocasiones, cuando una sección no es totalmente independiente o no se explica por sí misma, se remite al lector a otras partes del *Manual* donde se aclaran los conceptos o procedimientos necesarios. No obstante, el usuario debería siempre leer las observaciones introductorias de un capítulo antes de usar cualquier método del mismo, ya que las características generales de los datos usados se describen en esa sección.

Por lo general, todas las técnicas presentadas son de aplicación bastante fácil. Los procedimientos descritos están especialmente indicados para el analista que posea una calculadora y alguna paciencia, y que esté dispuesto a hacer cuidadosamente algunos cálculos, a veces largos. Para comprender los supuestos y los procedimientos descritos en los capítulos II a IX el lector debe estar familiarizado con las medidas demográficas básicas y saber álgebra, aunque para entender plenamente las derivaciones matemáticas de los modelos demográficos presentados en el capítulo I, es necesario saber estadística y cálculo. Ese capítulo, aunque presenta material de base que es muy útil para comprender los demás capítulos del *Manual*, no se ajusta a su nivel de sencillez; y aunque se recomienda que todos los lectores lo lean, la comprensión completa de su contenido no es necesaria para aplicar con éxito los métodos descritos en otros capítulos.

Se espera que este Manual cumpla dos funciones: como instrumento didáctico para quienes desean aprender cómo hacer estimaciones demográficas indirectas; y como manual para el demógrafo experimentado que necesite una guía rápida para aplicar ciertas técnicas de estimación demográfica. Se recomienda que ambos tipos de usuarios lean esta introducción en su totalidad antes de abordar las técnicas propiamente dichas, ya que contiene la información necesaria para comprender las convenciones y notaciones usadas a lo largo del *Manual*. Asimismo, cuando sólo un método de determinado capítulo interese al usuario, se le recomienda que lea la sección introductoria del capítulo antes de centrarse en el método mismo. En esa sección se indican de ordinario los supuestos en que se basa el método y los errores que suelen encontrarse en el tipo de datos que se usan. No debería, pues, soslayarse.

Las técnicas presentadas se han agrupado en capítulos de acuerdo al tipo de datos que requieren y no según el tipo de estimaciones que brindan. Por lo tanto, tendrán que tomarse en consideración varios capítulos cuando se esté interesado en tipos de parámetros más bien que en tipos de datos. Por ejemplo, tasas de fecundidad específicas por edad pueden estimarse con datos sobre hijos nacidos vivos o a partir de datos de censos o encuestas donde la identificación de los hijos propios es posible; y mientras que todas las técnicas que usan datos sobre hijos nacidos vivos para estimar la fecundidad se presentan en el capítulo II, el método de hijos propios aparece en el capítulo VIII, junto con otras técnicas de supervivencia inversa o retroproyección. La misma observación puede hacerse sobre la estimación de la mortalidad adulta, que puede hacerse a partir de una distribución de defunciones por edad y sexo, en base a datos sobre orfandad y viudez o incluso usando solamente las distribuciones por edad y sexo de la población. Se espera que el cuadro 1 y los cuadros que muestran un índice anotado de cada capítulo le permitan al usuario seleccionar enseguida las técnicas aplicables a los diferentes conjuntos de datos.

Para concluir, hay que señalar que aunque todos los ejemplos presentados se basan en datos reales, los resultados obtenidos de la aplicación de un método determinado a un conjunto aislado de datos no pueden considerarse como definitivos. Frecuentemente, la aplicación de un método requiere varios tipos de información, obtenidos de diferentes conjuntos de datos; y resulta imposible dentro del contexto de este *Manual* evaluar en cada caso si cada elemento usado es satisfactorio. Otras veces, la aplicación de un método dado revela inconsistencias en los datos que hacen sospechosos los resultados. En esas ocasiones, se requeriría una

labor exploratoria y explicativa adicional para resolver tales inconsistencias. Con todo, como la finalidad del *Manual X* es describir los métodos de estimación y explicar cómo se aplican, y no obtener perfiles demográficos completos y coherentes de los casos estudiados, generalmente no se ha intentado una validación detenida de los resultados obtenidos. Por ello, aunque el presente *Manual* esté indicado para instruir al usuario sobre cómo obtener las piezas del rompecabezas, no llega a mostrar de qué modo juntarlas para formar un cuadro consistente de la situación demográfica de una población dada.

### F. Definiciones y convenciones

En esta sección se examinan brevemente las convenciones usadas en todo el *Manual* tanto sobre notación como sobre algunas definiciones generales. Las definiciones concretas que se necesitan en cada capítulo figuran, claro está, en ellos; pero para evitar repeticiones, los símbolos usados con más frecuencia se definen en esta sección.

Primero se examinará la notación. A causa de la gran variedad de conceptos usados, ha sido imposible no asignar significados diferentes al mismo símbolo en diferentes capítulos. Aunque esta práctica claramente infringe las convenciones matemáticas estrictas, su flexibilidad compensa con creces la ligera confusión que puede causar. Con el fin de evitar completamente tal confusión, el lector ha de saber en qué casos significados diferentes van asociados al mismo símbolo. Dentro de cada capítulo, un determinado símbolo siempre se refiere al mismo tipo de datos; no obstante, su definición algebraica exacta puede variar según los índices asociados con él. Por ejemplo, el símbolo $N$ suele representar el número de personas en algún grupo de edad, pero $N(x)$ es el símbolo usado para representar el número de

Cuadro I. Guía esquemática del *Manual X*

| *Capítulo* | *Tipo de datos empleados* | *Parámetros estimados* |
|---|---|---|
| II. Estimación de la fecundidad en base a información sobre hijos nacidos vivos | Todos los hijos nacidos vivos<br>Nacimientos en el año anterior<br>Número de mujeres<br>Población total | Tasa global de fecundidad<br>Tasas de fecundidad específicas por edad<br>Tasa de natalidad |
| III. Estimación de la mortalidad en la niñez a partir de información sobre hijos nacidos vivos e hijos supervivientes | Hijos sobrevivientes<br>Hijos fallecidos<br>Todos los hijos nacidos vivos<br>Número de mujeres | Probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento: $_1(2)$; $_1(3)$; $_1(5)$; $_1(10)$; $_1(15)$; $_1(20)$ |
| IV. Estimación de las probabilidades de supervivencia de adultos a partir de información sobre orfandad y viudez | Número de personas con madre viva<br>Número de personas cuya madre ha muerto | Probabilidades de sobrevivir desde los 25 años hasta la edad $25 + x$ para $x = 10, 15, \ldots 60$ entre las mujeres |
| | Número de personas con padre vivo<br>Número de personas cuyo padre ha muerto | Probabilidades de sobrevivir desde los 32,5 (o 37,5) años hasta la edad $35 + x$ (o $40 + x$) para $x = 10, 15, \ldots, 55$ entre varones |
| | Población femenina que ha estado casada y cuyo primer marido vive aún<br>Población femenina que ha estado casada y cuyo primer marido ha muerto | Probabilidades de sobrevivir desde los 20 años hasta la edad $x$, para $x = 25, 30, \ldots, 60$ entre varones |
| | Población masculina que ha estado casada y cuya primera esposa vive aún<br>Población masculina que ha estado casada y cuya primera esposa ha muerto | Probabilidades de sobrevivir desde los 20 años hasta la edad $x$, para $x = 25, 30, \ldots, 55$ entre mujeres |
| V. Estimación de la mortalidad adulta a partir de información sobre la distribución de defunciones por edad | Defunciones clasificadas por edad<br>Población clasificada por edad<br>Tasa de crecimiento | Factor de ajuste para las defunciones<br>Tasas centrales de mortalidad ajustadas para edades superiores a los 10 años |
| VI. Obtención de una tabla de mortalidad suavizada a partir de un conjunto de probabilidades de supervivencia | Estimaciones de mortalidad en la niñez<br>Estimaciones de mortalidad adulta a partir de orfandad o viudez, o de defunciones registradas | Tabla de vida completa |

CUADRO I. *(continuación)*

| *Capítulo* | *Tipo de datos empleados* | *Parámetros estimados* |
|---|---|---|
| VII. Estimación de la fecundidad y la mortalidad usando un modelo de distribuciones estables por edad | Tasa de crecimiento Mortalidad en la niñez ($l(z)$)<br>Distribución por edades | Tasa de natalidad<br>Tasa de mortalidad<br>Tasa bruta de reproducción<br>Tabla de vida |
| VIII. Estimación de la fecundidad por métodos de retroproyección | Población clasificada por edades<br>Estimaciones de mortalidad en la niñez<br>Tasa de crecimiento | Tasa de natalidad |
| | Niños enumerados según años simples de edad y años simples de edad de la madre<br>Población femenina según años simples de edad<br>Estimaciones de mortalidad en la niñez<br>Estimaciones de mortalidad entre las mujeres adultas | Tasas de fecundidad específicas por edad para los 10 ó 15 años anteriores a la enumeración<br>Tasas globales de fecundidad para el mismo período |
| IX. Estimación de la mortalidad adulta usando distribuciones por edad de censos sucesivos | Población enumerada en dos momentos, 5 ó 10 años distantes, clasificada por grupos quinquenales de edad | Tabla de vida |
| | Población enumerada en dos momentos, clasificada por edad<br>Defunciones registradas durante el período entre enumeraciones (período intercensal) clasificadas por edad | Grado de cobertura de las defunciones registradas<br>Grado de cobertura de la enumeración censal<br>Tabla de vida |

personas en el grupo de edad comprendido entre las edades exactas $x$ y $x + 1$; ${}_5N_x$ es el número de personas cuyas edades exactas van desde $x$ hasta $x + 5$ $N(x +)$ representa el número de personas de edad $x$ y más, y $N(x -)$ es el número de personas que tienen menos de $x$ años de edad. Como es lógico, la definición exacta de cada una de esas variaciones del símbolo $N$ se indica en el capítulo donde se use, pero convendría que el usuario recuerde esas frecuentes variaciones de significado.

Otro ejemplo es el uso de $P$ para representar la paridez media. De ordinario, $P(i)$ representa la paridez media de mujeres cuya edad va desde $x_1 = 10 + 5(i)$ a $x_2 = 10 + 5(i + 1)$, aunque a veces represente la paridez media de mujeres que contrajeron primeras nupcias entre $y_1 = 5(i - 1)$ e $y_2 = 5(i)$ años antes de la encuesta. Asimismo, en las secciones donde se considere más de una encuesta, $P(i, t)$ se usa para representar la paridez media de las mujeres en el grupo $i$ en el momento $t$.

Algunos símbolos tienen significados diferentes en distintos capítulos. Como este *Manual* está organizado de manera modular, siendo cada capítulo o módulo bastante independiente de los demás, no se espera que ese uso distinto de los símbolos cause problemas. Por ejemplo, quedará completamente claro para el lector que en el capítulo VII, $C(x)$ se usa para representar la proporción de la población inferior a $x$ años de edad mientras que en el capítulo V, la letra $C$ se usa para representar el grado estimado de cobertura del registro de defunciones. Como cada una de esas definiciones de $C$ se usa consistentemente dentro de cada capítulo, es poco probable que haya confusión, siempre que se recuerde que los capítulos deberían tratarse como módulos.

Por otra parte, algunos símbolos tienen significados invariantes en todo el *Manual*. Tales símbolos se definen a continuación:

$b$: tasa de natalidad. Denominada con mayor precisión "tasa bruta de natalidad", $b$ es el cociente del número de nacimientos ocurridos en una población durante un período determinado y el número de años-persona vividos por la población durante ese período de tiempo. Esta última cifra suele estimarse como el tamaño de la población en el punto medio del período considerado, multiplicado por la longitud del período en años. La tasa de natalidad se suele expresar como el número de nacimientos por cada 1.000 habitantes; es decir, su verdadero valor se multiplica por 1.000. Sin embargo, en este *Manual*, tal convención no se sigue. Por lo tanto, todas las tasas de natalidad citadas son números inferiores a la unidad, que han de multiplicarse por 1.000 para compararse con las cifras citadas en otras fuentes;

$d$: tasa de mortalidad. El nombre completo de $d$ es "tasa bruta de mortalidad". Es el cociente del número de defunciones ocurridas en una población durante un determinado período de tiempo y los años-persona vividos por la población durante ese período. Una aproximación de ese número de años-persona vividos se suele obtener multiplicando la población estimada para la mitad del período por la longitud del período en años. De ordinario, las tasas de mortalidad también se

expresan por cada 1.000 habitantes (esto es, su verdadero valor se multiplica por 1.000), pero tal práctica no se sigue aquí, Por lo tanto, todas las tasas de mortalidad citadas en el *Manual* son números inferiores a la unidad;

$r$: tasa de crecimiento. Conocida más adecuadamente como "tasa bruta de incremento natural", $r$ es la diferencia entre las tasas de natalidad y mortalidad definidas antes. Las tasas brutas de incremento natural se suelen expresar en términos de porcentajes. Tal práctica se evita totalmente en este *Manual*, pero especialmente en este caso, el lector ha de tener esto presente para poder hacer las comparaciones correctas entre las cifras citadas aquí y las presentadas en otras fuentes. Por ejemplo, adviértase que un valor de $r$ = 0,0280, forma en que las tasas de crecimiento se expresan en el presente trabajo, equivale a una tasa de crecimiento de 2,80% en forma convencional;

$q(x)$: probabilidad de morir. En todo el *Manual*, la probabilidad de morir entre el nacimiento y la edad exacta $x$ según la tabla de vida se denota por $q(x)$. Al tratarse de una probabilidad, el valor de $q(x)$ no puede ser superior a uno. Aunque su valor también puede citarse en porcentaje o en tanto por mil, no es usual hacerlo. Así pues, el lector encontrará que los valores de $q(x)$ que figuran aquí tienen la misma forma que los que se suelen usar en otras fuentes;

$l(x)$: probabilidad de sobrevivir. El valor de $l(x)$ es, en términos probabilísticos, el complemento de $q(x)$, esto es, $l(x) = 1{,}0 - q(x)$. Por definición, $l(x)$ es la probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta la edad exacta $x$; y es una práctica convencional expresar los valores de $l(x)$ en tantos por 1.000 o por 10.000. Esta práctica se sigue especialmente al construir tablas de vida donde $l(x)$ también se interpreta como el número de personas de edad exacta $x$ en una población estacionaria cuyo radical, o contingente inicial, es $l(0)$. La selección un tanto arbitraria del valor de $l(0)$ equivale a multiplicar todos los valores probabilísticos de $l(x)$ por una constante, a fin de evitar el uso de comas decimales. En casi todo este *Manual*, $l(0)$ tiene el valor de uno; y por lo tanto, $l(x)$ es un valor probabilístico nunca superior a uno. Sin embargo, como caso excepcional esta convención no se sigue en la sección D del capítulo IX, porque el radical $l(0)$ de los valores estimados $l(x)$ no puede conocerse, haciendo así imposible su traducción en verdaderas probabilidades de supervivencia desde el nacimiento. El usuario debe tomar nota de la convención general y de esta excepción principal con el fin de tenerlas en cuenta al colocar la coma decimal cuando haga cálculos o comparaciones con respecto a otras fuentes;

$e_x$: esperanza de vida. El símbolo $e_x$ se usa para indicar la esperanza de vida promedio de un grupo de supervivientes al llegar a la edad $x$. La esperanza de vida al nacer se denota por $e_0$. El valor de $e_x$ representa el número medio de años que los miembros de la población estacionaria (representada por la tabla de vida) que han alcanzada la edad exacta $x$ pueden esperar vivir. El recíproco de $e_x$ $(1{,}0/e_x)$ es la tasa de mortalidad de la población estacionaria de más de $x$ años. El nombre completo de $e_x$ es "esperanza de vida a la edad $x$";

${}_5m_x$: tasas centrales de mortalidad, por edades. El símbolo ${}_5\mathrm{m}_x$ se usa para representar las tasas centrales de mortalidad calculadas directamente a partir del número de defunciones ocurridas en la población en el grupo de edad comprendido entre las edades exactas $x$ y $x + 5$ y de los años-persona vividos por la población en ese grupo de edad. Cuando la medida equivalente se calcula para una población estacionaria (representada por la tabla de vida) se utiliza $M$ para indicar este hecho $({}_5M_x)$;

$P$: paridez media. Los demógrafos definen la paridez como el número de nacidos vivos que una mujer ha dado a luz. La paridez media es, por tanto, el número promedio de hijos nacidos vivos por mujer, o el número promedio de hijos tenidos por mujer. El uso del índice $i$ para indicar que la paridez media se refiere a diferentes grupos de edad de mujeres se ha convertido en una práctica corriente. Por lo tanto, en lugar de indicar la paridez media de las mujeres en el grupo de edad de 15 a 19 años por ${}_5P_{15}$, como la notación actuarial corriente dictaría, se seleccionó el símbolo $P(1)$. La facilidad de escribir $P(i)$ más bien que ${}_5P_x$ ha conducido a la aceptación general de la primera notación, que ha sido adoptada en este *Manual*. De hecho, tal notación ha sido, en cierto sentido, abusada aquí ya que $i$ se usa para representar tanto grupos de edad como de duración de matrimonio, según los datos disponibles, y ha sido ampliada usando índices como $i$ para acompañar variables distintas de la paridez. Debido a la sencillez y frecuente uso de la variable $i$ como índice en este *Manual* y en otras fuentes, se aconseja al usuario que se familiarice con él;

$f(i)$: tasas de fecundidad específicas por edad. En este *Manual*, $f(i)$ representa la tasa de fecundidad específica de mujeres cuyas edades van desde $x_1 = 10 + 5i$ hasta $x_2 = 10 + 5(i = 1)$. Por lo general, el índice $i$ usado para la paridez se utiliza de modo idéntico para las tasas de fecundidad específicas por edad. Así $f(1)$ representa la tasa de fecundidad por edades para las mujeres de 15 a 19 años;

$TF$ [a]: fecundidad global. La fecundidad global, también denominada "tasa global de fecundidad" es, por definición, el número promedio de hijos que tendría una mujer si sobreviviera durante todo el período reproductivo y puede ser una medida referente a un período o a una cohorte. Cuando la fecundidad global se mide en base a datos de período, representa una estimación del número promedio de hijos nacidos vivos a miembros de una cohorte femenina hipotética, exenta de mortalidad, que está sujeta, durante toda su vida reproductiva, a las tasas de fecundidad específicas por edad del período considerado. Así, cuando el período reproductivo de la vida femenina se toma como el comprendio entre las edades exactas 15 y 50:

[a] Para facilitar las comparaciones entre trabajos, en este *Manual* se usan en símbolos y fórmulas las siglas inglesas.

$$TF = 5\sum_{i=1}^{7} f(i);$$

exp y ln: exponente y logaritmo natural, respectivamente. El símbolo exp se usa para indicar el valor de *e*, un número irracional cuyos siete primeros dígitos son 2,718282. Este número se define matemáticamente como la base de los logaritmos naturales (indicados en este *Manual* por ln, aunque también suelen indicarse por $\log_e$). El uso de funciones exponenciales y logarítmicas es habitual en la especificación de modelos demográficos y el lector debe conocer sus propiedades matemáticas.

Aunque esta lista de símbolos usados consistentemente no sea exhaustiva, realza las características más importantes de los símbolos pertinentes. El lector puede encontrar útil consultar esta sección siempre que cualesquiera de los símbolos que aquí figuran aparezcan en capítulos posteriores.

## Referencias adicionales


Coale, Ansley J.; Lee-Jay Cho y Noreen Goldman. *Estimation of recent trends in fertility and mortality in the Republic of Korea.* Washington, D.C., National Academy of Sciences, 1980 (National Research Council, Committee on Population and Demography, report 1).

Ewbank, Douglas C. *Age misreporting and age-selective underenumeration: sources, patterns, and consequences for demographic analysis.* Washington, D.C., National Academy Press, 1981 (National Research Council, Committee on Population and Demography, report 4).

Hill, Kenneth. *Fertility and mortality changes in Honduras, 1950-1974.* Washington, D.C., National Academy of Sciences, 1980 (National Research Council, Committee on Population and Demography, report 3).

Panel on Bangladesh. *Estimation of recent trends in fertility and mortality in Bangladesh.* Washington, D.C., National Academy Press, 1981 (National Research Council, Committee on Population and Demography, report 5).

Panel on Data Collection. *Collecting data for the estimation of fertility and mortality.* Washington, D.C., National Academy Press, 1981 (National Research Council, Committee on Population and Demography, report 6).

_____. *Data collection: a statement for administrators.* Washington, D.C., National Academy Press, 1981 (National Research Council, Committee on Population and Demography, report 7).

Panel on Egypt. *The estimation of recent trends in fertility and mortality in Egypt.* Washington, D.C., National Academy Press, 1982 (National Research Council, Committee on Population and Demography, report 9).

Panel on Thailand. *Fertility and mortality changes in Thailand, 1950-1975.* Washington, D.C., National Academy of Sciences, 1980 (National Research Council, Committee on Population and Demography, report 2).

Shorten, Frederic C., y Miroslav Macura. *Trends in fertility and mortality in Turkey, 1935-1975.* Washington, D.C., National Academy Press, 1982 (National Research Council, Committee on Population and Demography, report 8).

# *Capítulo I*

# MODELOS DEMOGRAFICOS

## A. Antecedentes generales

Los modelos demográficos son un intento de representar procesos demográficos en forma de una función matemática o de un conjunto de funciones que relacionan dos o más variables demográficas mensurables. El propósito primordial de los modelos es la simplificación, el reducir una masa confusa de datos a unos cuantos parámetros básicos e inteligibles y así permitir una representación aproximada de la realidad sin su complejidad.

Como todos los modelos demográficos intentan representar la realidad, se basan en mayor o menor medida en datos reales. Sin embargo, según su grado de dependencia de datos observados, cabe distinguir dos grandes categorías. Por una parte, hay modelos que pueden derivarse integramente a partir de un conjunto de supuestos o postulados sencillos. Un ejemplo es el modelo de población estable que obtiene suponiendo que la fecundidad y la mortalidad se han mantenido constantes durante un período suficientemente largo. La prueba de la convergencia de casi cualquier distribución inicial por edades hacia un estado estable después de estar sujeta durante un largo período a una fecundidad y mortalidad constantes puede hacerse matemáticamente sin recurrir a ningún tipo de datos observados[1]. Así y todo, un modelo de esa clase tiene valor sólo en cuanto refleje un proceso real. Por lo tanto, incluso aunque el modelo de población estable no se deduzca de observaciones empíricas, sólo el buen ajuste que proporciona para las estructuras por edad de poblaciones que podrían razonablemente considerarse "estables" (porque han registrado fecundidad y mortalidad invariables durante muchos años) establece su valor.

Por otra parte, hay modelos que no podrían obtenerse en absoluto si no se dispusiera de datos adecuados. En tal categoría figuran casi todas las tablas de vida modelo que se han propuesto. Esos modelos surgen del análisis sistemático de patrones de mortalidad observados y del descubrimiento y explotación de los rasgos comunes presentes en ellos.

Por lo general, la mayor parte de los modelos existentes se halla entre ambos extremos; esto es, su base no es ni puramente empírica ni puramente teórica. De hecho, algunos han evolucionado desde unos cimientos puramente empíricos a otros más bien teóricos. Un ejemplo de ese tipo de evolución es el modelo de nupcialidad propuesto originalmente por Coale[2]. Surgió del análisis de las tasas de nupcialidad de ciertas poblaciones. Coale descubrió que modificando adecuadamente la varianza, la ubicación y el área bajo la curva correspondientes a cada patrón de nupcialidad de esas poblaciones, todos ellos podían ajustarse a la misma configuración. Análisis ulteriores mostraron que esa configuración podía representarse bastante bien por una función de densidad probabilística correspondiente a la suma de una variable aleatoria normal y varias variables aleatorias exponenciales.

En la teoría de la probabilidad, una variable aleatoria distribuida exponencialmente se usa con frecuencia como modelo de períodos o tiempos de espera. De aquí que la densidad que constituye una aproximación del patrón típico de nupcialidad sugiera una atractiva descripción del proceso por el que tiene lugar el matrimonio: las mujeres entran en el "mercado matrimonial" (se convierten en candidatas socialmente aceptables para contraer nupcias) de acuerdo a una distribución normal, y, una vez que alcancen ese estado, el tiempo real que transcurre hasta que contraen matrimonio es precisamente la suma de varios tiempos de espera (el tiempo de encontrar al hombre adecuado, el tiempo de arreglar la boda, etc.).

La descripción de este proceso particular de creación de un modelo parece interesante porque muestra claramente las ventajas que puede reportar la interacción entre la observación empírica y la teoría. Además, el modelo de nupcialidad es especialmente atrayente porque consigue una amalgama casi perfecta de realidad y teoría matemática. No sólo la ecuación final a que se llega describe los datos observados con gran precisión, sino que, una vez descubierta, su interpretación resulta muy razonable. El modelo propuesto sirve al mismo tiempo como resumen y explicación de la realidad. Idealmente, todo modelo debería cumplir ambas finalidades.

Por desgracia, la derivación de modelos de otros hechos demográficos no ha sido tan exitosa. Sin duda, el propósito de los investigadores en esta esfera es llegar a modelos que, siendo lo más económicos posible en cuanto al número de parámetros que incorporan, sean también lo bastante flexibles como para aproximarse a todas las variaciones pertinentes de datos empíricos, y cuya forma y parámetros tengan interpretaciones relevantes en la realidad.

Las secciones siguientes describen varios modelos demográficos útiles en materia de mortalidad, nupcialidad, fecundidad y estructura de la población por edades.

[1] Alfred J. Lotka y F. R. Sharpe, "A problem in age distribution", *Philosophical Magazine*, vol. 21, No. 124 (abril de 1911), págs. 435 a 438; y Ansley J. Coale, *The Growth and Structure of Human Populations: A Mathematical Investigation* (Princeton, New Jersey, Princeton University Press, 1972).

[2] Ansley J. Coale, "Age patterns of marriage", *Population Studies*, vol. XXV, No. 2 (julio de 1971), págs. 193 a 214.

La atención se centra en aquellos modelos que han servido para desarrollar técnicas de estimación indirecta, principalemente en razón del importante papel que esos modelos han desempeñado al permitir la simulación de datos demográficos. Tales datos simulados se han usado como base para investigar las relaciones existentes entre, por una parte, cantidades que se miden sin dificultad y, por la otra, parámetros demográficos más útiles cuyos valores no se determinan directamente con facilidad.

## B. Modelos de mortalidad: tablas de vida modelo

Una tabla de vida proporciona una descripción sumaria de los efectos de las tasas de mortalidad por edades sobre una cohorte de nacimientos. Los primeros modelos demográficos intentaban describir en forma matemática las variaciones de la mortalidad con la edad, en particular el incremento en el riesgo de morir después de la infancia. Los intentos de describir mediante una única función matemática los patrones de mortalidad a lo largo de la vida han tropezado con dificultades para reproducir la curva característica en forma de U o J de las tasas de mortalidad por edades. Esta dificultad condujo a un nuevo enfoque en la creación de tablas de vida modelo. En lugar de intentar relacionar el riesgo de morir únicamente con la edad, los riesgos en una determinada edad fueron relacionados con los riesgos observados en otras edades o con riesgos observados en otras poblaciones en edades similares. Como las relaciones exploradas en general no han arrojado luz sobre una interpretación teórica plausible de cómo se produce el proceso de mortalidad, casi todas las tablas de vida modelo existentes hasta ahora dependen mucho de datos empíricos. Se han desarrollado al menos cinco sistemas de tablas modelo basados en el principio de seleccionar sólo aquellas que sean plausibles según un examen de los riesgos de morir calculados para poblaciones reales. Estos sistemas varían en la mayor o menor amplitud de la experiencia que reflejan, de modo que uno resultará más apropiado que otro para un caso determinado. Todos ellos se describen detalladamente a continuación.

### 1. *Tablas de vida modelo de las Naciones Unidas*

El primer conjunto de tablas de vida modelo fue desarrollado por la División de Población de la Secretaría de las Naciones Unidas en los años cincuenta[3]. Ese conjunto, publicado después en forma revisada[4], se basa en un conjunto de 158 tablas de vida observadas para cada sexo. Las tablas modelo se construyeron suponiendo que el valor de cada ${}_5q_x$ (probabilidad de morir entre la edad $x$ y la $x+5$ en una tabla de vida) es una función cuadrática del valor $q$ anterior, a saber, ${}_5q_{x-5}$ (exceptuando los dos primeros grupos de edad, ${}_1q_0$ y ${}_4q_1$, todos los demas grupos considerados tienen cinco años de amplitud). Este supuesto lleva implícito que el conocer sólo un parámetro de la mortalidad (${}_1q_0$ o un "nivel" equivalente que asigne un índice a los valores ${}_1q_0$ usados), determina la tabla de vida completa. Las tablas modelo de vida de las Naciones Unidas son así un sistema de un solo parámetro.

Como los coeficientes de las ecuaciones cuadráticas que relacionan cada valor ${}_5q_x$ con su predecesor no se conocían a priori, tuvieron que estimarse en base a datos observados. Se recurrió a la regresión para estimar esos coeficientes con los 158 patrones de mortalidad disponibles para cada sexo. Una vez estimados, el cálculo de las tablas modelo de vida se hizo directamente: escogiendo arbitrariamente un valor conveniente de ${}_1q_0$, se sustituye en la ecuación que relaciona ${}_1q_0$ con ${}_4q_1$ para obtener un valor de ${}_4q_1$ que, a su vez, se usa para generar un valor de ${}_5q_5$ mediante la ecuación que relacions ${}_5q_5$ con ${}_4q_1$, y así sucesivamente.

La utilización de este método de "encadenamiento" en el cálculo de las tablas modelo de las Naciones Unidas adolece de varios inconvenientes intrínsecos especialmente cuando, como en este caso, las ecuaciones cuadráticas que relacionan un parámetro con el siguiente no son exactas. Aunque el método de regresión para ajustar ecuaciones a datos observados toma en cuenta la existencia de errores, supone que la distribución de ellos se conoce y que su media es cero. La presencia de errores sistemáticos con media distinta de cero (sesgos) puede afectar severamente a las estimaciones obtenidas mediante ecuaciones de regresión, y es muy probable que sus efectos adversos se vean amplificados por la técnica de encadenamiento descrita antes donde los errores en una estimación sólo contribuirán a acentuar los errores en la siguiente.

Además, las 158 tablas usadas como base de datos para estimar los coeficientes de regresión de las ecuaciones ajustadas no eran todas de la misma calidad. Como en la base de datos se emplearon muchas tablas de países en desarrollo, se incluyeron datos de mortalidad con numerosas deficiencias; y puesto que grandes zonas del mundo carecían de estadísticas de mortalidad, tablas de vida para esas zonas no figuraban en la base de datos.

Debido a tales deficiencias y al hecho de que un sistema de un parámetro carece de la flexibilidad requerida para aproximarse adecuadamente a la diversidad de casos que se encuentran en la realidad, las tablas de vida de las Naciones Unidas se vieron pronto sustituidas por otros modelos que, aunque basados en un enfoque similar, intentaron sortear los obstáculos encontrados por los creadores de ese primer sistema. No obstante, el conjunto de las Naciones Unidas demostró la utilidad de un sistema de tablas modelo de vida.

### 2. *Modelos regionales de tablas de vida de Coale y Demeny*

Los modelos regionales de tablas de vida de Coale y Demeny[5] se publicaron en 1966. Se derivaron de un

[3] *Modelos de mortalidad por sexo y edad. Tablas modelo de mortalidad para países insuficientemente desarrollados* (publicación de las Naciones Unidas, No. de venta: 55.XIII.9).

[4] *Manual III: Métodos para preparar proyecciones de población por sexo y edad* (publicación de las Naciones Unidas, No. de venta: 56.XIII.3).

[5] Ansley J. Coale y Paul Demeny, *Regional Model Life Tables and Stable Populations* (Princeton, New Jersey, Princeton University Press, 1966).

conjunto de 192 tablas de vida por sexo registradas para poblaciones reales. Ese conjunto incluía tablas de vida de varios períodos (39 de ellas se referían al período anterior a 1900 y 69 al de después de la Segunda Guerra Mundial) y la experiencia occidental estaba sobrerepresentada. Europa, América del Norte, Australia y Nueva Zelandia contribuían con un total de 176 tablas. Las 16 restantes procedían de Africa y Asia: 3 de Israel, 6 del Japón, 3 de la Provincia de Taiwán y 4 de la población blanca de Sudáfrica. Las 192 tablas de vida se eligieron entre un conjunto original de 326. Se excluyeron las tablas de vida cuyos patrones por edades mostraban grandes desviaciones de la norma. Todas las 192 tablas seleccionadas procedían de datos registrados y de la enumeración completa de la población a la que se referían. Casi todas se referían a países enteros, aunque también se incluyeron unas pocas que representaban la experiencia subregional en materia de mortalidad, especialmente cuando esa experiencia mostraba características distintivas que persistían con el tiempo.

Un análisis preliminar de las tablas mostró que cabía distinguir entre ellas cuatro diferentes patrones de mortalidad. Tales patrones se denominaron "Norte", "Sur", "Este" y "Oeste", debido al predominio de países europeos pertenecientes a esas regiones en cada categoría. Por tal motivo, se aplicó el adjetivo "regional" a todo el conjunto.

Seguidamente se listan los países cuyas tablas de vida sirvieron de base a los patrones identificados y se indican los rasgos más sobresalientes de las mismas:

a) *Modelo Este.* Las tablas de vida en que se basa el modelo Este proceden sobre todo de Austria, Alemania (antes de 1900), la República Federal de Alemania (después de la Segunda Guerra Mundial), e Italia septentrional y central, aunque también se incluyen algunas procedentes de Checoslovaquia y Polonia. Cuando la configuración de esas tablas se compara con el "patrón normal" (el asociado con la mayoría de las tablas), sus desviaciones de la norma revisten la forma de una curva en U, mostrando tasas relativamente elevadas de mortalidad en la infancia y entre las personas de edad (más de 50 años). Se usaron un total de 31 tablas para estimar este modelo. La esperanza de vida en ellas variaba desde un mínimo de 36,6 años para Baviera en 1878 a un máximo de 72,3 años para Checoslovaquia en 1958.

b) *Modelo Norte.* Las tablas de vida empíricas en que se basa este modelo proceden de Islandia (1941-1950), Noruega (1856-1880 y 1946-1955) y Suecia (1851-1890). Se utilizaron nueve tablas para obtener este patrón de mortalidad, caracterizado por una mortalidad infantil relativamente baja aunada a una mortalidad relativamente alta de niños de más edad, y por tasas de mortalidad por encima de los 50 años que van quedando crecientemente por debajo del patrón normal. Las poblaciones que presentan tales patrones de mortalidad estaban probablemente sujetas a tuberculosis endémica (desviaciones positivas con respecto al patrón normal en el tramo de edades intermedias, desde los 10 años a los 40, sugieren ese hecho). Por lo tanto, este modelo se recomienda como una adecuada representación de la mortalidad en poblaciones donde la incidencia de esa enfermedad sea alta. La esperanza de vida de las tablas usadas varía desde los 44, 4 (Suecia, 1851-1860) hasta los 74,7 años (Noruega, 1951-1955);

c) *Modelo Sur.* El modelo Sur se basa en tablas de mortalidad de España, Portugal, Italia, Italia meridional y la región de Sicilia, abarcando períodos desde 1876 a 1957. Los niveles de esperanza de vida varían entre 35,7 años (España, 1900) y 68,8 años (Italia meridional, 1954-1957). Se usó un total de 22 tablas para obtener este modelo. Sus patrones de mortalidad se caracterizan por una mortalidad elevada en los niños de menos de 5 años, una mortalidad baja entre los 40 y los 60 años, y una mortalidad alta para las personas de más de 65 años, en relación con el patrón normal;

d) *Modelo Oeste.* El modelo Oeste se basa en las tablas residuales, esto es, aquellas no usadas para calcular los demás conjuntos regionales. Sus patrones de mortalidad no se desvían sistemáticamente del patrón normal obtenido cuando todas las tablas disponibles se consideran en su conjunto, y, en este sentido, se aproximan más a la norma que aquellas en que se basan los otros modelos regionales. Además, como este modelo se obtiene de la mayor porte y de los más amplia variedad de casos, se cree que representa las pautas de mortalidad más generales. Por tal motivo, el modelo Oeste se recomienda muchas veces como primera opción para representar la mortalidad en países donde la ausencia de información impide una selección de modelo más apropiada. Tiene interés el hecho de que el patrón por edades que muestra el modelo Oeste es muy similar al de las primeras tablas de mortalidad de las Naciones Unidas. La esperanza de vida en las tablas usadas para derivarlo varían desde 38,6 años (Provincia de Taiwán, 1921) a 75,2 años (Suecia, 1959).

Habiendo identificado cada uno de los cuatro patrones presentes en las tablas de mortalidad observadas, los coeficientes de las ecuaciones lineales que relacionaban los valores ${}_nq_x$ con $e_{10}$ esperanza de vida a los 10 años, y de aquellas que relacionaban los valores de $\log {}_{10}({}_nq_x)$ con $e_{10}$, se estimaron utilizando la regresión por mínimos cuadrados. Con las ecuaciones así establecidas, resultó sencillo obtener un conjunto completo de valores de ${}_nq_x$ y, por tanto, una tabla modelo de mortalidad, a partir de cualquier valor dado de $e_{10}$. La ecuación usada (ya sea con respecto a ${}_nq_x$ o con respecto a $\log {}_{10}({}_nq_x)$) para cada sección del tramo de edades cambiaba de acuerdo a algunos sencillos criterios[6]; pero, fundamentalmente, los modelos obtenidos de esas ecuaciones dependen, dentro de cada región, sólo de un parámetro, a saber, $e_{10}$. Se eligieron 24 valores de $e_{10}$ para mujeres de tal manera que produjeran valores de $e_0$ que variasen desde 20 a 77,5 años, aumentando a intervalos de 2,5 años.

Los valores $e_{10}$ de las mujeres se usaron entonces para estimar valores $e_{10}$ para varones en base a las diferencias de mortalidad por sexo presentes en los datos reales. De este modo, se generaron pares de tablas de vida (una para cada sexo) para cada nivel de mortalidad considerado. En aras de la sencillez, el par de tablas de vida con

[6] *Ibid.*

una $e_0$ para mujeres igual a 20 años se identificó como nivel 1 y aquel con una $e_0$ femenina de 77,5 se denominó nivel 24. En las propias tablas modelo se encontrará una explicación de cómo se calcularon las diferentes funciones que constituyen una tabla de vida a partir de los valores de $_nq_x$[7].

Con el fin de ofrecer al usuario una idea más clara de las relaciones entre los cuatro diferentes patrones de mortalidad reflejados por las modelos, las figuras 1 a 4 muestran diagramas de las desviaciones proporcionales de los valores $_nq_x$ de los modelos Norte, Sur y Este con respecto a los del modelo Oeste. En todos los casos, los valores de $_nq_x$ comparados se refieren al nivel 9 femenino (con un $e_0$ de 40 años). La función que se grafica en las figuras 1 a 4 es

$$Z(x) = \left[ {}_nq_x / {}_nq_x^W \right] - 1.0$$

donde el índice $W$ indica al modelo Oeste.

Tal como muestra la figura 1, el modelo Norte se caracteriza por una mortalidad infantil algo inferior a la del modelo Oeste, por una mortalidad en la niñez (entre 1 y 10 años) apreciablemente superior y por una mortalidad de adultos (entre los 20 y los 50 años) que, aunque menor que la del modelo Oeste, es superior a los correspondientes valores tanto de Sur como de Este (véase figura 4). También conviene señalar que en las edades mayores (más de 65), Norte es el modelo de mortalidad más baja.

El modelo Sur (representado en la figura 2) tiene una mortalidad infantil y de la niñez (entre 0 y 5 años) superior a la de Oeste, la mortalidad de adultos más baja de todos los modelos (véase figura 4) y una mortalidad algo elevada por encima de los 65 años.

El modelo Este (que aparece en la figura 3) presenta una mortalidad infantil relativamente elevada, unida a la mortalidad en la niñez más baja de todos los modelos (véase figura 4) y una mortalidad de adultos que queda entre aquélla de Sur y la de Norte. También se caracteriza por contar con la mortalidad más elevada en las edades mayores (más de 65 años).

En la figura 4 puede advertirse que el modelo con las probabilidades más altas de morir en las edades adultas (20 a 50 años) es el Oeste (aunque cuando la mortalidad es muy baja, el modelo Norte presente una mortalidad de adultos superior), y sólo el modelo Este es inferior al Oeste en cuanto a la mortalidad en la niñez (probabilidades de fallecer entre los 3 y los 10 años de edad).

En el momento de su creación, este conjunto de tablas de vida modelo fue probablemente el más general y flexible de los modelos disponibles y su uso generalizado ha servido para mostrar tanto sus ventajas como sus inconvenientes. Entre estos últimos, el más importante es que, incluso aunque estos modelos sean más variados que los de otras tablas modelo, los patrones reflejados por las tablas regionales no abarcan toda la gama de la experiencia humana. Por ejemplo, Demeny y Shorter [8] encontraron que ninguno de los cuatro patrones contenidos en las tablas de vida modelo reflejan adecuadamente la experiencia turca. Por lo general, como los datos en que se basan los modelos regionales incluyen muy contados casos de países en desarrollo, es posible que los patrones de mortalidad característicos de esos países sean distintos de aquellos representados por los modelos (véase la subsección B.5 para una descripción de las nuevas tablas de vida modelo de las Naciones Unidas).

Sin embargo, debido a lo generalizado de su uso y a su amplia aceptación, las tablas de vida de Coale y Demeny se han convertido en un instrumento necesario para la estimación indirecta, y se usan constantemente en los ejemplos que se presentan en este *Manual*.

Al emplear estos modelos, un problema que siempre se suscita es el de escoger el patrón de mortalidad que mejor represente la mortalidad existente en el país o región que se está estudiando. Como ya se ha dicho, las tablas de vida regionales contienen cuatro familias o patrones de mortalidad. Las diferencias más notables entre esas familias son bien conocidas, y puesto que las tablas mismas están publicadas, pueden ser investigadas más a fondo por cualquier analista. Como es obvio, cuando existen estimaciones razonables de los patrones de mortalidad para un determinado país, puede elegirse el mejor modelo comparando los patrones observados con aquellos que figuran en las tablas modelo. Pero cuando no se dispone de información fidedigna sobre la incidencia de la mortalidad por edades, el analista puede hacer poco más que conjeturar qué patrón sería el más apropiado.

En situaciones en que se carezca de toda información adicional, se recomienda el uso de la familia Oeste debido a que la base de datos de que procede es relativamente más amplia. En cuanto a la "información adicional" que permitiría una selección mejor fundada, puede variar considerablemente en tipo y calidad, comprendiendo, por ejemplo, desde estimaciones de tasas de mortalidad por edades obtenidas del registro civil, hasta el conocimiento de ciertas hechos bastante generales, tales como el mayor o menor grado en que se practica la lactancia o la incidencia probable de la tuberculosis. Cuando se dispone de un conjunto de tasas observadas de mortalidad por edades (de preferencia ajustado mediante los métodos descritos en el capítulo V), puede escogerse un patrón modelo comparando los valores observados $_5m_x$ con los correspondientes a las tablas de vida modelo pertenecientes a diferentes familias y cuyos niveles (esto es, su esperanza de vida) coincidan más o menos con los de las tasas observadas. Tal comparación puede hacerse dividiendo los valores observados $_5m_x$ por aquellos del modelo. La concordancia exacta entre ambos patrones produciría cocientes iguales a la unidad. Por lo tanto, la familia cuyos cocientes sean, en promedio, más próximos a uno podría seleccionarse como una representación apropiada de la mortalidad

[7] *Ibid.*

[8] Paul Demeny y Frederic C. Shorter, *Estimating Turkish Mortality, Fertility and Age Structure* (Estambul, Universidad de Estambul, Instituto de Estadística, 1968).

**Figura 1. Desviaciones relativas de los valores de la probabilidad de morir, ${}_nq_x$, del modelo Norte respecto de aquella del modelo Oeste para mujeres, nivel 9**

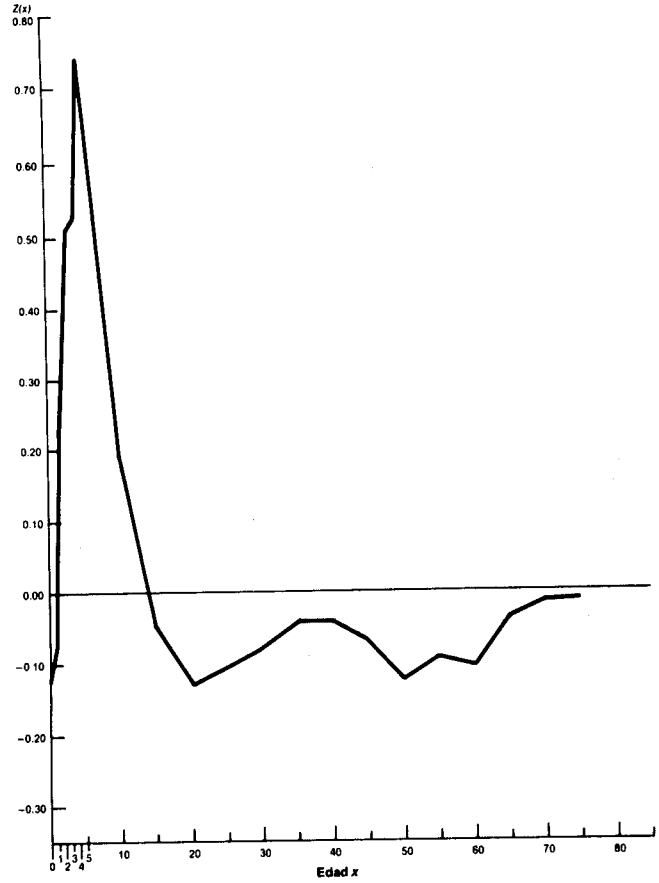
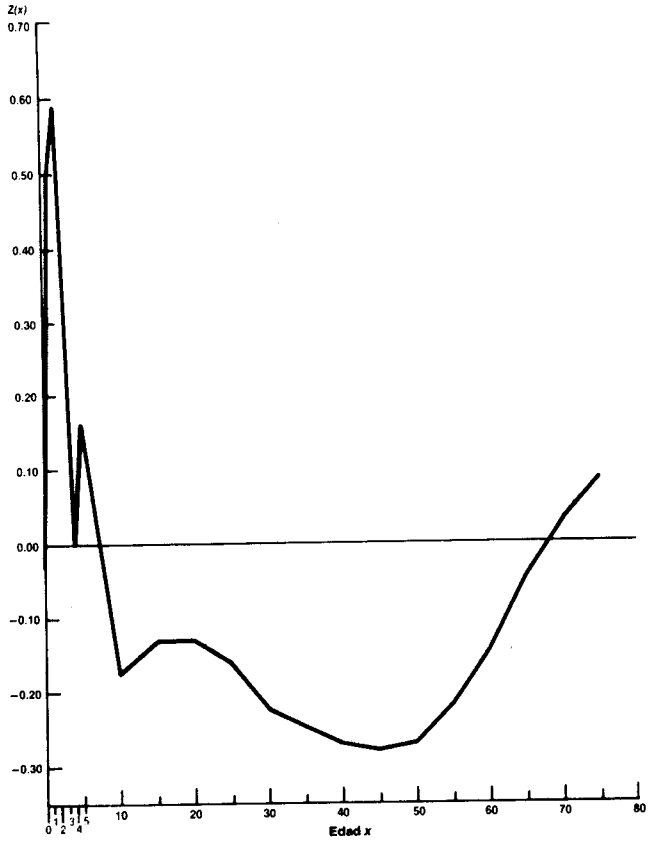



**Figura 2. Desviaciones relativas de los valores de la probabilidad de morir, ${}_nq_x$, del modelo sur respecto de aquella del modelo Oeste para mujeres, nivel 9**




observada. Un procedimiento ligeramente más elaborado sería elegir el patrón modelo que reduzca al mínimo la suma de las desviaciones cuadradas con respecto a 1,0 de los cocientes obtenidas de dividir los ${}_5m_x$ observados entre los valores ${}_5M_x$ del modelo.

La selección de una familia adecuada es especialmente importante cuando se quiere intentar una estimación indirecta de la mortalidad infantil y de la niñez. Según la descripción que se ha dado antes de los cuatro patrones de mortalidad que figuran en los modelos regionales, es evidente que difieren de modo muy acusado en sus valores en las primeras edades y en la relación entre la mortalidad infantil (${}_1q_0$) y la mortalidad de 1 a 4 años (${}_4q_1$). De esto se desprende que es posible obtener estimaciones completamente distintas de la mortalidad de niños pequeños a partir de una misma información según la familia que se seleccione como representativa. Además, en este caso, es particularmente difícil obtener información adicional adecuada que permita una selección fundada, sobre todo porque las defunciones de niños pequeños con frecuencia no son registradas. Por lo tanto, a falta de datos empíricos adecuados para seleccionar una familia de tablas de vida modelo, sólo cabe proponer algunas directrices generales que se indican a continuación para limitar las posibilidades y hacer una selección razonable:

*a*) En una población donde la lactancia materna se practique comúnmente y donde el destete se produzca a edades relativamente tardías (12 meses o más), hay cierto fundamento para esperar que la mortalidad de 1 a 4 años (${}_4q_1$) sea relativamente mayor que la infantil (${}_1q_0$), ya que la lactancia materna tiende a prevenir los fallecimientos por malnutrición y enfermedades infecciosas de los niños pequeños. Sin embargo, al momento del destete el niño queda menos protegido frente a esos peligros y aumenta el riesgo de que fallezca. En tales casos, es probable que la mortalidad de los menores de 5 años esté bien representada por la familia Norte. Con todo, no cabe inferir de estas observaciones que la familia Norte brindará también un modelo de mortalidad apropiado para otros grupos de edad. Será necesaria más información sobre la incidencia de la mortalidad en los adultos para establecer ese hecho.

*b*) En algunas poblaciones de hoy en día, la lactancia materna ha sido abandonada por una proporción elevada de la población femenina, y, desde edad muy temprana, los niños son alimentados con raciones sin esterilizar y a menudo inadecuadas de una "fórmula láctea". Cuando esa práctica es adoptada por mujeres que viven en condiciones relativamente insalubres, se observa un mayor grado de malnutrición y un incremento de la incidencia de enfermedades infecciosas entre los

**Figura 3. Desviaciones relativas de los valores de la probabilidad de morir, $_nq_x$, del modelo Este respecto de aquella del modelo Oeste para mujeres, nivel 9**

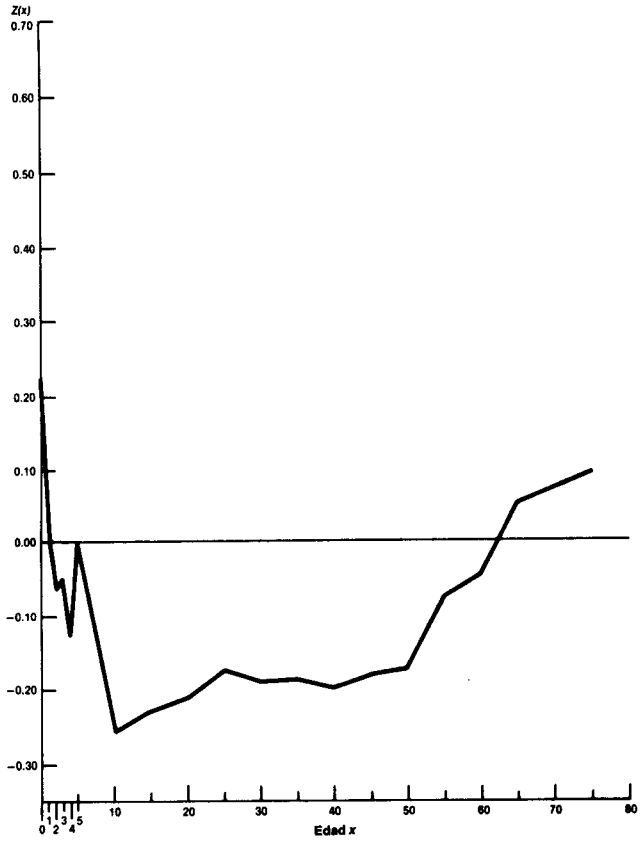
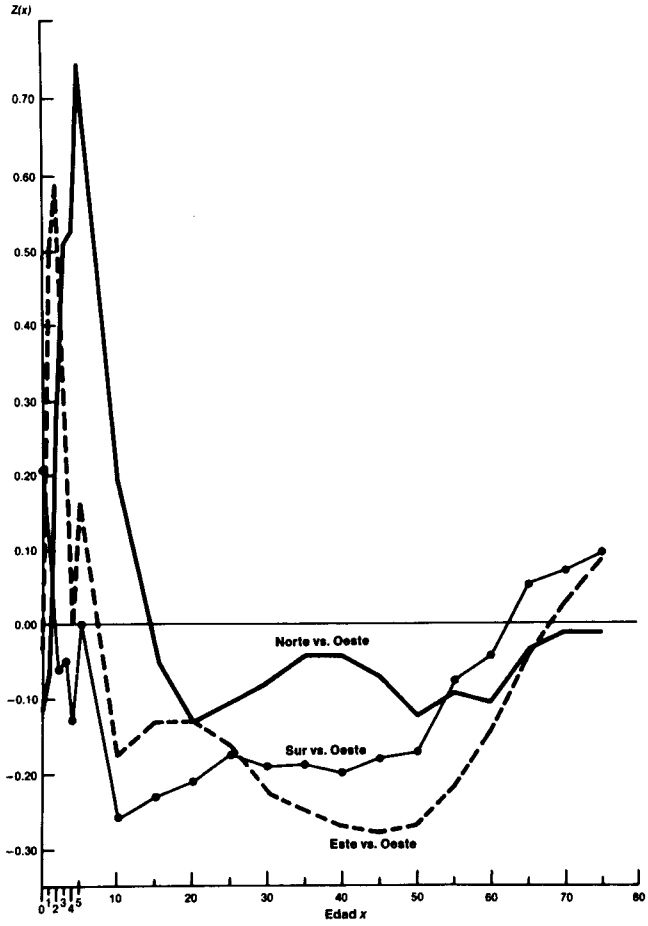



**Figura 4. Desviacions relativas de los valores de la probabilidad de morir, $_nq_x$, de los modelos Norte, Sur y Este respecto de aquella del modelo Oeste para mujeres, nivel 9**




lactantes. En tales condiciones, un patrón de mortalidad similar al de la familia Sur puede ser una buena representación de la mortalidad en la niñez.

*c*) Un destete temprano puede no ser la única causa de malnutrición que conduzca a una tasa de mortalidad elevada en los primeros años de vida En algunas poblaciones, la lactancia materna es casi universal pero los niveles nutricionales son bajos y la mortalidad tanto infantil como de niños mayores es alta. Para esos países menos desarrollados, tanto la familia Sur como la Norte de las tablas modelo de mortalidad pueden ser las más apropiadas.

*d*) Si se sabe que la mortalidad infantil es muy elevada en relación con la de niños mayores en razón de la prevalencia del tétanos neonatal o de alguna otra causa, la familia Este puede reflejar mejor el patrón de mortalidad real en esas edades.

*e*) A falta de datos adecuados para determinar la familia más indicada de las tablas de vida modelo en el caso de un determinado país, se podrá elegir la misma familia que la de un país vecino con rasgos culturales y socioeconómicos similares.

*f*) Si se sabe poco sobre la población que se estudia, se recomienda el uso del modelo Oeste, simplemente por su mayor generalidad.

De estas observaciones se desprende que el conocimiento de los patrones de mortalidad es todavía bastante limitado y que, sin duda, se necesita mejor información sobre la experiencia de las poblaciones de los países en desarrollo en materia de mortalidad para evaluar la adecuación de los modelos actualmente disponibles.

### 3. *Sistema de tablas de vida modelo propuesto por Ledermann*

Ledermann y Breas[9] usaron el análisis factorial para identificar las variables más importantes o los factores que explican la mayor parte de la variación en un conjunto de 154 tablas de vida observadas. La base de datos usada fue casi idéntica a la usada para derivar las primeras tablas de las Naciones Unidas (véase subsección B.1) y por tanto presentan las mismas ventajas y deficiencias.

Se encontraron cinco factores que explican casi toda la variabilidad en las tablas observadas. El primero y más importante se refiere al nivel general de mortalidad; el segundo refleja la relación entre la mortalidad en la niñez y la adulta; el tercero está relacionado con el patrón de la mortalidad en las edades avanzadas; mientras que el cuarto va asociado con los patrones de mortalidad por debajo de los cinco años y, por último, el

[9] Sully Ledermann y Jean Breas, "Les dimensions de la mortalité", *Population* (París), vol. 14, No. 4 (octubre-diciembre de 1959), págs. 637 a 682.

quinto refleja las diferencias entre la mortalidad masculina y la femenina en las edades comprendidas entre los 5 y los 70 años.

En fecha posterior, Ledermann[10] desarrolló una serie de tablas de vida modelo de uno y de dos parámetros derivadas usando análisis de regresión aplicado a las 154 tablas de vida observadas usadas en su primer estudio de patrones de mortalidad. Las tablas modelo se obtuvieron estimando las probabilidades de fallecer entre las edades $x$ y $x+5$, ${}_5q_x$, para varones, mujeres y ambos sexos combinados, mediante ecuaciones de regresión logarítmicas del tipo siguiente:

$$\ln {}_5q_x = a_0(x)+a_1(x)\ln Q \qquad \text{(B.1)}$$

para los modelos de un parámetro, y

$$\ln {}_5q_x = b_0(x)+b_1(x)\ln Q_1+b_2(x)\ln Q_2 \qquad \text{(B.2)}$$

para los modelos de dos parámetros, donde $Q$, $Q_1$ y $Q_2$ son las variables independientes usadas en cada caso, y $a_i(x)$ y $b_i(x)$ representan los coeficientes de regresión estimados para el grupo de edad comprendido entre $x$ y $x+5$.

Los modelos de Ledermann constituyen un sistema flexible. Mientras que los primeros modelos basados en regresión de las Naciones Unidas y los cuatro de Coale y Demeny se basan en una sola variable independiente (${}_1q_0$ y $e_{10}$, respectivamente), Ledermann estimó diferentes conjuntos de coeficientes de regresión para las ecuaciones (B.1) y (B.2), todos ellos basados en una o dos variables diferentes e independientes. En el caso de los modelos de un parámetro, se usaron siete variables independientes, a saber: $e_0$, ${}_1q_0$, ${}_5q_0$, ${}_{15}q_0$, ${}_{20}q_{30}$, ${}_{20}q_{45}$ y $m_{50+}$ (tasa de mortalidad central para los 50 años y más de edad). Los modelos de dos parámetros se obtuvieron usando los siguientes pares de variables independientes: ${}_5q_0$ y ${}_{20}q_{45}$; ${}_{15}q_0$ y ${}_{20}q_{30}$; y ${}_{15}q_0$ y $m_{50+}$. Todos los parámetros se refieren a ambos sexos, excepto ${}_{20}q_{30}$, que se refiere sólo a mujeres. El uso de diferentes variables independientes para generar cada conjunto de tablas modelo permite al usuario evitar el sesgo introducido cuando una tabla de vida modelo se identifica mediante un valor observado que no es la variable independiente usada para generar el modelo. Por ejemplo, ese tipo de sesgo aparece cuando, en el sistema Coale-Demeny, se identifica una tabla de vida en base al valor observado de $l_2$, en vez de en base al $e_{10}$ observado. Sin embargo, aunque el conjunto de Ledermann proporciona una variedad más amplia de valores de entrada que minimiza el sesgo al identificar una tabla apropiado, en la práctica casi todos esos valores no se estiman fácilmente con un grado adecuado de precisión en los países en desarrollo, por lo que no es posible evitar la aparición de ciertos sesgos.

Los modelos de Ledermann también incorporan un rasgo ausente en otras tablas. Proporcionan no sólo los valores estimados de las probabilidades de fallecer sino también una medida de la dispersión de los valores observados en torno al valor estimado ($2o_x$, donde $o_x$ es la desviación standard de los valores de ${}_5q_x$ estimados mediante una ecuación de regresión). Obviamente, esa medida se calculó sólo a partir de las tablas de vida observados de las que se obtuvieron los coeficientes de regresión, y tales valores primarios no abarcan necesariamente todas las situaciones posibles. Pese a esto, las medidas de dispersión presentadas indican la posible magnitud de las discrepancias entre los valores estimados y los reales.

Además, las tablas de Ledermann reflejan los diferenciales por sexo en los patrones de mortalidad por edades y el modo en que esos diferenciales varían con respecto al nivel general de mortalidad en las tablas reales. Así, por ejemplo, los efectos de la mortalidad materna a niveles de alta mortalidad se traducen en un exceso pronunciado de mortalidad femenina en las primeras edades reproductivas, pero tal exceso desaparece en las tablas del mismo modelo correspondientes a niveles de baja mortalidad.

Tal característica, sin embargo, puede ser una deficiencia potencial del sistema, porque incluso aunque se den coeficientes de regresión para el cálculo de tablas de vida para cada sexo, las variables independientes que se usan se refieren, con una sola excepción, a parámetros obtenidos de datos sobre ambos sexos combinados. Así, el usuario se verá forzado a aceptar las relaciones entre mortalidad masculina y femenina que el modelo refleja, relaciones que pueden no ser siempre satisfactorias. Por ejemplo, resulta casi imposible estimar con los modelos de Ledermann una tabla de mortalidad donde la esperanza de vida de los varones sea superior a la de las mujeres. Cuando se sabe poco sobre los diferenciales por sexo en una población, es útil analizar los datos para cada uno por separado. Por estas razones, las tablas de Ledermann son de limitado valor para el estudio de tales poblaciones. También hay que advertir que, para aplicaciones a países en desarrollo, el sistema Ledermann no es de uso sencillo, ya que sus variables independientes, o puntos de entrada en las tablas, no pueden estimarse con facilidad mediante las técnicas indirectas de que se dispone en la actualidad.

### 4. *Sistema logito de tablas de vida propuesto por Brass*

La principal deficiencia de los sistemas de tablas de vida modelo descritos arriba es su dependencia en la base de datos usada para generarlos. La naturaleza restringida de la base de datos usada y el hecho de que los sistemas mismos de modelos consistan sólo en un número finito de casos que no pueden representar toda la experiencia humana posible los hacen alejarse de lo que sería ideal. Se necesita otro tipo de modelo. Tal modelo, claro está, debería reflejar adecuadamente los patrones encontrados en datos empíricos sobre mortalidad. Sin embargo, no debería limitarse a representar exclusivamente los patrones que esos datos reflejan pues, como ya se dijo antes, la experiencia de mortalidad de muchas poblaciones todavía no se conoce con ninguna

[10] Sully Ledermann, "Nouvelles tables-types de mortalité", *Travaux et Documents*, Cahier No. 53 (Paris, Institut national d'études démographiques, 1969).

precisión, y puede o no conformarse estrictamente a los patrones observados en países donde ha sido posible una medición precisa.

Un modelo que brinda un mayor grado de flexibilidad es el propuesto por Brass y colegas[11], mejor conocido como "sistema logito". Brass intentó relacionar matemáticamente dos tablas de vida diferentes. Descubrió que una determinada transformación de las probabilidades de sobrevivir hasta la edad $x$ (valores de $l(x)$ en términos de la tabla de vida) hacía que la relación entre las correspondientes probabilidades de las distintas tablas de vida resultase aproximadamente lineal. En otras palabras, si se deja que $\lambda\ (l(x))$ represente alguna transformación del valor $l(x)$, para datos empíricos, la relación lineal:

$$\lambda(l^*(x)) = \alpha + \beta\lambda(l(x)) \qquad \text{(B.3)}$$

donde $l^*(x)$ y $l(x)$ provienen de dos tablas de vida distintas, y $\alpha$ y $\beta$ son constantes, es aproximadamente válida para todos los valores de $x$ si $\lambda$ se define específicamente como

$$\lambda(l(x)) = \text{logit}\,(1.0 - l(x)) =$$

$$0.5 \ln ((1.0 - l(x))/l(x)) \qquad \text{(B.4)}$$

Aquellos familiarizados con la función logito tal como se define en estadística advertirán que se trata sólo de un caso especial de esa función, calculándose para el complemento probabilístico de $l(x)$ más bien que para la $l(x)$ misma, como sería la práctica usual en estadística donde el logito de una probabilidad $p$ es:

$$\text{logit}\,(p) = 0.5 \ln (p/(1.0 - p)) \qquad \text{(B.5)}$$

Si se supone que para cualquier par de tablas de vida es posible encontrar valores de $\alpha$ y $\beta$ tales que la ecuación (B.3) se cumpla, puede probarse que la transformación $\lambda$ de cualquier tabla de vida puede expresarse como una función lineal de la transformación $\lambda$ de alguna tabla de vida "standard". Esto es, si la ecuación (B.3) se cumple para cualquier par de tablas de vida, todas las tablas pueden generarse a partir de una de ellas cambiando los pares de valores ($\alpha$, $\beta$) usados. De necho, tal proposición no es estrictamente cierta porque la hipótesis hecha, a saber, que (B.3) representa una relación exacta entre tablas de vida, no es del todo verdadera. La ecuación (B.3) se cumple sólo aproximadamente para pares de tablas de vida reales, pero la aproximación es suficiente pars justificar su uso en el estudio y ajuste de patrones observados de mortalidad.

Antes de describir cómo se usa la ecuación (B.3) para generar tablas de vida modelo, conviene decir algo sobre el significado de los parámetros $\alpha$ y $\beta$. Considérense las tablas de vida $l^*(x)$ que pueden generarse seleccionando una tabla específica $l(x)$ y calculando $\lambda\ (l^*(x))$ para diferentes valores de $\alpha$ y $\beta$. Si $\beta$ se mantuviera constante e igual a la unidad, por ejemplo, valores diferentes de $\alpha$ producirían tablas de vida $l^*(x)$ cuya forma sería esencialmente la misma que la tabla $l(x)$ usada para generarlas, pero cuyos niveles globales cambiarían (véase figura 5).

Si, por otra parte, $\alpha$ se mantiene fija y $\beta$ se deja variar, las tablas de vida resultantes $l^*(x)$ ya no presentarán la misma forma que $l(x)$. Todas las tablas $l^*(x)$ se intersectarán en un mismo punto ubicado en algún lugar de la porción central de la escala de edades. Por lo tanto, sus probabilidades de supervivencia serán o bien inferiores en las edades más jóvenes y superiores en las edades mayores o bien superiores en las edades más jóvenes e inferiores en las edades mayores a las probabilidades de supervivencia standard $l(x)$ usadas para generarlas (véase figura 6). Es decir, un valor variable de $\beta$ modifica la forma de los patrones de mortalidad generados, más bien que su nivel. Claro está, cambios simultáneos de $\alpha$ y $\beta$ acarrearán cambios tanto en el nivel como en la forma de los patrones de mortalidad que se están generando.

De las ecuaciones (B.3) y (B.4), se deriva la expresión siguiente:

$$l^*(x) = (1.0 + \exp(2\alpha + 2\beta\lambda(l(x))))^{-1} \qquad \text{(B.6)}$$

de suerte que para todo conjunto de valores $l(x)$ que definan una tabla de vida, puede obtenerse otro conjunto $l^*(x)$ usando diferentes pares de valores $\alpha$ y $\beta$. (Adviértase que en los extremos del intervalo de edades, donde $l(x)$ es 0 ó 1, no puede usarse la ecuación (B.6) para calcular $l^*(x)$. Más bien, $l^*(0)$ y $l^*(\omega)$ deben considerarse iguales a uno y cero, respectivamente). La ecuación (B.6) puede usarse para generar tablas de vida modelo seleccionando simplemente un standard adecuado. Teóricamente, toda tabla de vida puede servir como standard, pero para fines de simulación y ajuste el standard propuesto por Brass[12] se usa muy frecuentemente. Este standard "general" (presentado en el cuadro 2) es diferente del llamado standard "africano" también propuesto por Brass[13]. Este último se caracteriza por una mortalidad infantil menor y una mortalidad en la niñez superior. En este *Manual*, sólo se usa el standard "general" de Brass.

Debido a la sencillez matemática de las ecuaciones (B.4) y (B.6), el uso de tablas de vida modelo generadas por medio de la transformación $\lambda$ (también denominada en lo sucesivo "logito") no requiere que los valores resultantes estén disponibles en forma impresa. Sin embargo, algunos de esos valores han sido publicados. Por ejemplo, Carrier y Hobcraft[14] produjeron un conjunto de tablas modelo usando el standard africano con

[11] William Brass y otros, *The Demography of Tropical Africa* (Princeton, New Jersey, Princeton University Press, 1968).

[12] Véase K. Hill y J. Trussell, "Further developments in indirect mortality estimation", *Population Studies*, vol. XXXI, No. 2 (julio de 1977), págs. 313 a 333.

[13] W. Brass y otros, *op. cit.*

[14] Norman H. Carrier y John Hobcraft, *Demographic Estimation for Developing Societies: A Manual of Techniques for the Detection and Reduction of Errors in Demographic Data* (Londres, London School of Economics, Population Investigation Committee, 1971).

**Figura 5. Tablas de vida obtenidas del sistema logito, dejando $\beta = 1{,}0$ y usando el standard general de Brass**

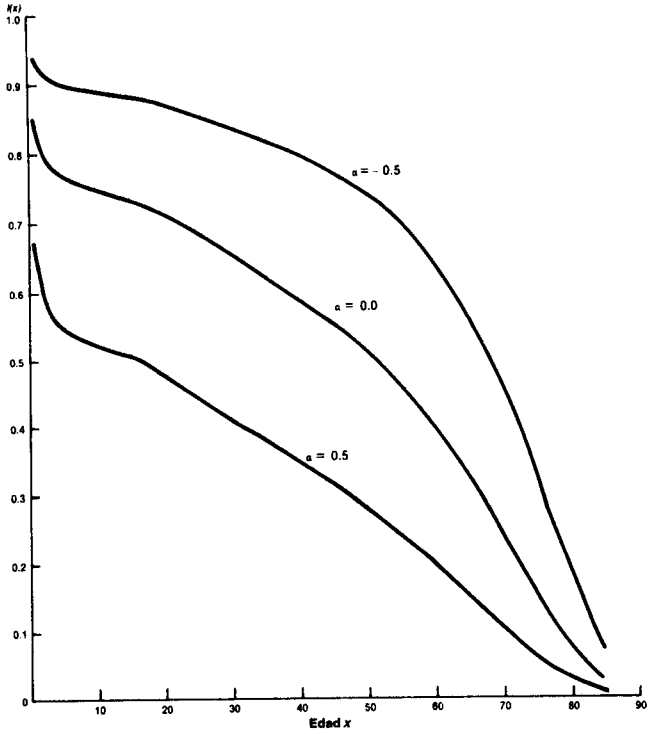
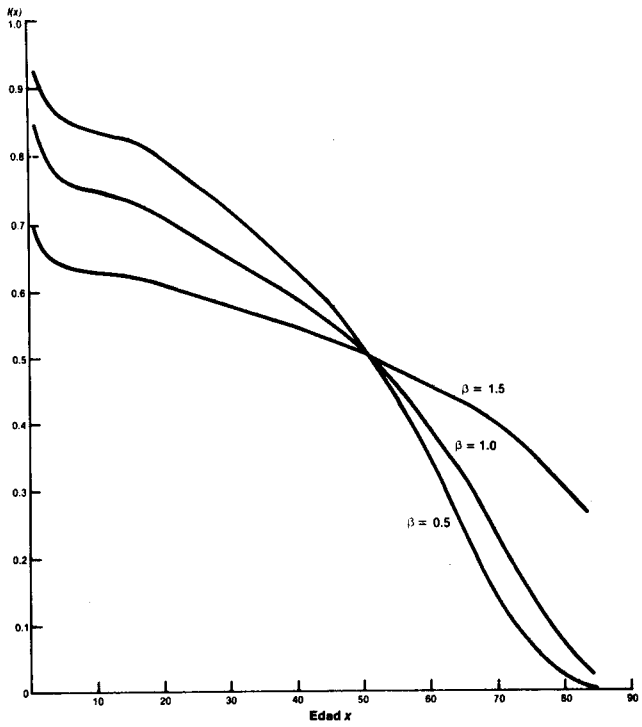



**Figura 6. Tablas de vida obtenidas del sistema logito, dejando $\alpha = 0{,}0$ y usando el standard general de Brass**




CUADRO 2. VALORES LOGITO PARA AL STANDARD GENERAL DE BRASS

| *Edad x (1)* | *Valor logito λ(l(x)) (2)* | *Edad x (3)* | *Valor logito λ(l(x)) (4)* | *Edad x (5)* | *Valor logito λ(l(x)) (6)* | *Edad x (7)* | *Valor logito λ(l(x)) (8)* | *Edad x (9)* | *Valor logito λ(l(x)) (10)* |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 0 | — | 20 | −0.4551 | 40 | −0.1816 | 60 | 0.2100 | 80 | 1.2375 |
| 1 | −0.8670 | 21 | −0.4401 | 41 | −0.1674 | 61 | 0.2394 | 81 | 1.3296 |
| 2 | −0.7152 | 22 | −0.4248 | 42 | −0.1530 | 62 | 0.2701 | 82 | 1.4284 |
| 3 | −0.6552 | 23 | −0.4103 | 43 | −0.1381 | 63 | 0.3204 | 83 | 1.5346 |
| 4 | −0.6219 | 24 | −0.3963 | 44 | −0.1229 | 64 | 0.3364 | 84 | 1.6489 |
| 5 | −0.6015 | 25 | −0.3829 | 45 | −0.1073 | 65 | 0.3721 | 85 | 1.7722 |
| 6 | −0.5879 | 26 | −0.3686 | 46 | −0.0911 | 66 | 0.4097 | 86 | 1.9053 |
| 7 | −0.5766 | 27 | −0.3549 | 47 | −0.0745 | 67 | 0.4494 | 87 | 2.0493 |
| 8 | −0.5666 | 28 | −0.3413 | 48 | −0.0574 | 68 | 0.4912 | 88 | 2.2051 |
| 9 | −0.5578 | 29 | −0.3280 | 49 | −0.0396 | 69 | 0.5353 | 89 | 2.3740 |
| 10 | −0.5498 | 30 | −0.3150 | 50 | −0.0212 | 70 | 0.5818 | 90 | 2.5573 |
| 11 | −0.5431 | 31 | −0.3020 | 51 | −0.0021 | 71 | 0.6311 | 91 | 2.7564 |
| 12 | −0.5365 | 32 | −0.2889 | 52 | 0.0177 | 72 | 0.6832 | 92 | 2.9727 |
| 13 | −0.5296 | 33 | −0.2759 | 53 | 0.0383 | 73 | 0.7385 | 93 | 3.2079 |
| 14 | −0.5220 | 34 | −0.2627 | 54 | 0.0598 | 74 | 0.7971 | 94 | 3.4639 |
| 15 | −0.5131 | 35 | −0.2496 | 55 | 0.0821 | 75 | 0.8593 | 95 | 3.7424 |
| 16 | −0.5043 | 36 | −0.2364 | 56 | 0.1055 | 76 | 0.9255 | 96 | 4.0456 |
| 17 | −0.4941 | 37 | −0.2230 | 57 | 0.1299 | 77 | 0.9960 | 97 | 4.3758 |
| 18 | −0.4824 | 38 | −0.2094 | 58 | 0.1554 | 78 | 1.0712 | 98 | 4.7353 |
| 19 | −0.4694 | 39 | −0.1956 | 59 | 0.1821 | 79 | 1.1516 | 99 | 5.1270 |

un valor de $\beta$ igual a uno. Tal conjunto representa, por lo tanto, un sistema de tablas de vida modelo de un parámetro.

La sencilla forma matemática de la ecuación (B.6) también simplifica su uso por computadora. Por tal motivo, las tablas de vida generadas por el sistema logito se usan muy a menudo para fines de simulación. Además, ese sistema resulta particularmente apropiado para proyectar la mortalidad. Si se conocen los patrones de mortalidad pasados y actuales de una población, es posible determinar las tendencias de los parámetros $\alpha$ y $\beta$ usando el sistema logito de tablas de vida modelo para ajustar cada patrón de mortalidad y, con ciertas precauciones, esas tendencias pueden proyectarse para obtener estimaciones de la mortalidad futura.

En este *Manual*, el sistema logito se usa para aproximar las tasas ajustadas de mortalidad de una población y para unir estimaciones independientes de mortalidad en la niñez y adulta según patrones coherentes de mortalidad.

## 5. *Tablas de vida modelo de las Naciones Unidas para países en desarrollo*

A medida que se ha venido disponiendo de datos de mejor calidad para países en desarrollo, se ha hecho patente que los patrones de mortalidad por edades mostrados por sus poblaciones difieren muchas veces de los registrados en los países desarrollados durante el período 1850-1960 y, en consecuencia, de los representados por los modelos antes descritos. Por tal motivo, la División de Población del Departamento de Asuntos Económicos y Sociales Internacionales de la Secretaría de las Naciones Unidas ha preparado y publicado recientemente un conjunto de tablas de vida modelo basadas en datos de países en desarrollo[15].

Aunque la disponibilidad y fiabilidad de datos en las regiones menos desarrolladas han aumentado mucho desde que se publicaron en 1955 las primeras tablas de vida modelo de las Naciones Unidas y las de Coale y Demeny en 1966, tales datos siguen siendo fundamentalmente deficientes. Por ello, se recurrió a cuidadosos procedimientos de evaluación, selección y ajuste para construir la base de datos con la que se elaboraron los nuevos modelos de las Naciones Unidas. Esa base de datos consiste en 36 tablas de mortalidad por sexo (72 en total), que abarcan una amplia gama de niveles de mortalidad (para 10 tablas, $e_0$ es inferior a 50 años, y para otras 10, asciende a 70 años o más). Geográficamente, 16 pares de tablas de mortalidad masculinas/femeninas se obtuvieron de 10 países de Latinoamérica, 19 de 11 países de Asia, y una de Africa. La escasa contribución de este último continente se traduce tanto en una deficiencia como en una ventaja del sistema, deficiencia en que la falta de datos relativos a Africa hace dudoso el uso de los modelos resultantes para representar la experiencia de esa región, y ventaja en que el rechazo de todos los datos de que se disponía para el Africa al Sur del Sáhara, por lo general de muy baja calidad, revalida hasta cierto punto los procedimientos de evaluación usados para seleccionar la base de datos y aporta una seguridad parcial de que las tablas empíricas en que se basan los modelos son generalmente de buena calidad, lo que permite afirmar que los modelos mismos reflejan pautas distintivas de mortalidad de los países en desarrollo más bien que patrones típicos de errores en los datos básicos.

Las nuevas tablas de vida modelo de las Naciones Unidas son similares al conjunto de Coale y Demeny en el hecho de que se han identificado y publicado en detalle patrones diversos de probabilidades de morir por edades. Además, los nuevos modelos incorporan un mayor grado de flexibilidad intrínseca, permitiendo al usuario construir patrones de mortalidad diferentes de los ya publicados. En este sentido, son más próximos al sistema logito propuesto por Brass.

Basándose en los datos disponibles se identificaron cuatro patrones distintas de mortalidad. Por causa del predominio en los mismos de ciertas regiones geográficas, se identifican en términos regionales como los patrones "latinoamericano", "chileno", "sudasiático" y "extremoriental"[16]. Como promedio general de los anteriores se construyó un quinto patrón, llamado "general".

Con el fin de ilustrar las diferencias entre los modelos de Coale y Demeny y los patrones de las Naciones Unidas, la figura 7 muestra curvas del cociente ${}_nq_x/{}_nq_x^w$, donde el superíndice W indica el modelo Oeste en el conjunto Coale-Demeny. Las comparaciones se hacen entre valores ${}_nq_x$ correspondientes a tablas de vida con la misma esperanza de vida a los 10 años de edad. Como denominadores se usan los niveles 9, 15 y 21 de las tablas de Coale-Demeny para mujeres. Esas comparaciones muestran los rasgos más distintivos de los nuevos patrones de las Naciones Unidas, que se examinan a continuación.

El modelo latinoamericano, cuando se compara con la familia Oeste de los modelos de Coale y Demeny, muestra una mortalidad elevada durante los primeros años de vida (por causa sobre todo de las muchas enfermedades diarreicas y parasíticas), y nuevamente durante los primeros años de la edad adulta (en buena parte debida a accidentes). También presenta niveles relativamente bajos en las edades mayores, aparentemente debido a tasas de mortalidad relativamente bajas en el capítulo de las enfermedades cardiovasculares.

El patrón chileno se caracteriza principalmente por una mortalidad infantil extremadamente elevada en comparación tanto con la familia Oeste como con su propia mortalidad en la niñez. Esa excesiva mortalidad infantil parece deberse sobre todo a defunciones por enfermedades respiratorias y puede también guardar relación con un destete temprano.

El patrón sudasiático presenta como rasgos típicos una mortalidad sumamente alta por debajo de los 15 años y una mortalidad relativamente elevada en las edades avanzadas (arriba de los 55 años, aproximadamente). En consecuencia, la mortalidad durante las primeras edades adultas es relativamente baja. Los datos sobre las causas de defunción escasean en esa región; no obstante, los reunidos por el Centro Internacional de Investigaciones sobre Enfermedades Diarreicas en Matlab, Bangladesh, y por el Proyecto Modelo de Registro en la India revelan altas tasas de enfermedades diarreicas y parasíticas en las edades más jóvenes y una elevada mortalidad en las edades avanzadas por enfermedades diarreicas y respiratorias.

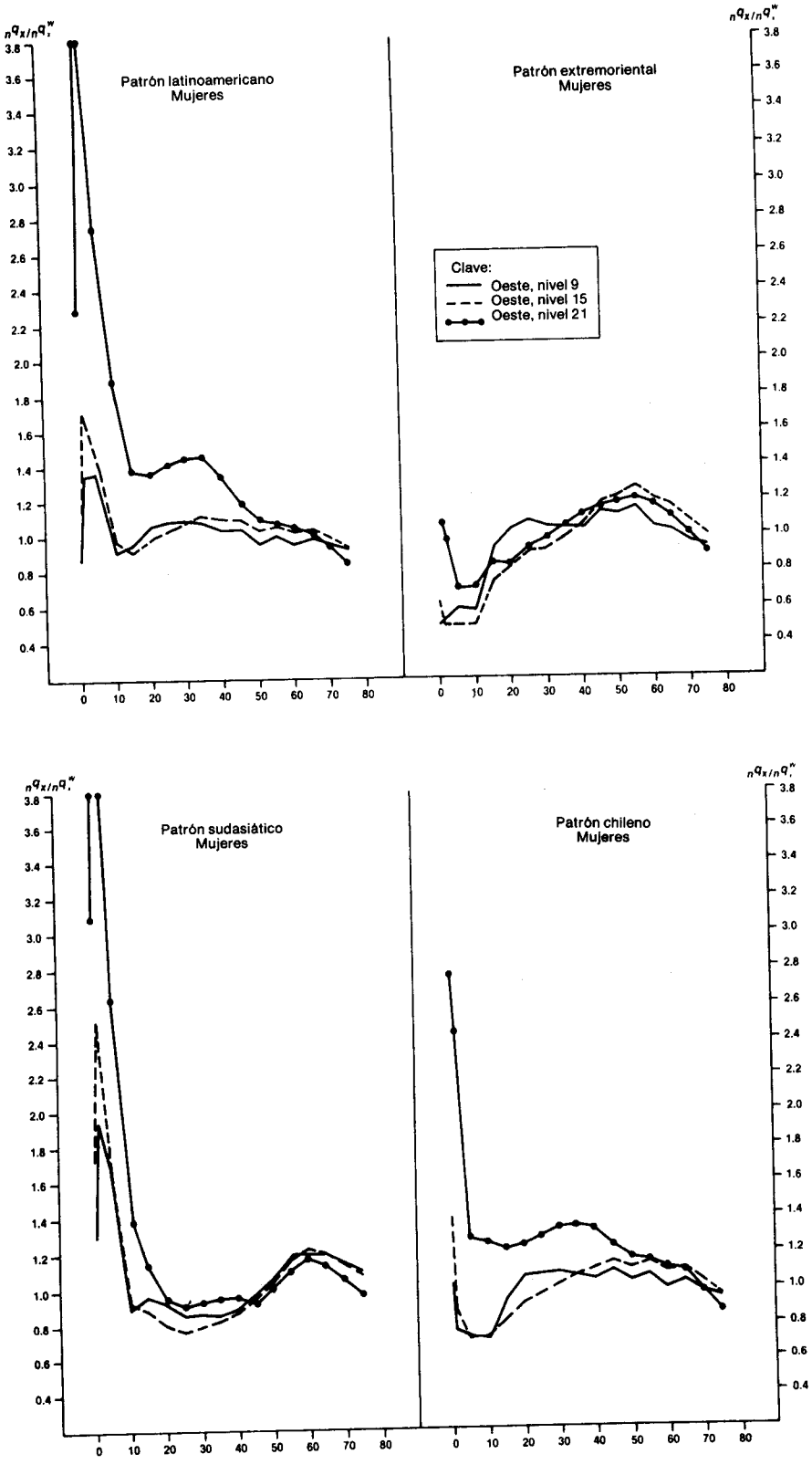
El patrón extremoriental presenta tasas muy elevadas de mortalidad en las edades avanzadas en comparación con las de las edades más jóvenes. Existe cierta evidencia de que esa pauta singular puede deberse a la incidencia de tuberculosis en el pasado.

El patrón general (no ilustrado en la figura), que puede considerarse un promedio de los cuatro patrones regionales antes descritos, es muy similar a la familia Oeste del conjunto Coale-Demeny.

[15] *Model Life Tables for Developing Countries* (publicación de las Naciones Unidas, No. de venta: E.81.XIII.7).

[16] Las denominaciones usadas para los patrones no guardan relación con las divisiones geográficas establecidas por la División de Población del Departamento de Asuntos Económicos y Sociales Internacionales de la Secretaría de las Naciones Unidas.

**Figura 7. Comparación de los patrones de mortalidad de las tablas de vida modelo de las Naciones Unidas para países en desarrollo con la familia Oeste de las tablas de Coale y Demeny**




*Nota:* Las denominaciones usadas para los patrones no guardan relación con las divisiones geográficas establecidas por la División de Población del Departamento de Asuntos Económicos y Sociales Internacionales de la Secretaría de las Naciones Unidas.

Como ya se dijo, las nuevas tablas combinan las ventajas del sistema regional de Coale y Demeny y su publicación en forma detallada con el tipo de flexibilidad propio del sistema logito de Brass. Tales características se lograron recurriendo a un análisis de componentes principales para construir cada modelo, después de llevar a cabo una agrupación preliminar de los datos. Esa agrupación logró identificar los cuatro distintos patrones señalados. Dentro de cada agrupación se ajustaron ecuaciones de la forma

$$\text{logit}({}_n q_x) = U^c_{0x} + \sum_{i=1}^{k} a_i U^c_{ix} \qquad \text{(B.7)}$$

donde ${}_nq_x$ es la probabilidad de morir entre las edades $x$ y $x+n$; $U^c_{0x}$ es el promedio general (en términos logito) de la agrupación $c$; $U^c_{ix}$ representa la desviación característica de una observación respecto del promedio, y el coeficiente $a_i$ indica la cuantía de tal desviación. Como el procedimiento de ajuste usado identifica los valores $U_{ix}$ como los componentes principales de los vectores observados ${}_nq_x$ (con $x$ variando entro 0 y $\omega$), el vector $U_{0x}$ puede interpretarse como representativo de la mortalidad promedio dentro de cada agrupación, mientras que $U_{1x}$ puede interpretarse como una medida de las desviaciones típicas con respecto a ese promedio cuando los niveles de mortalidad cambian. Las desviaciones respecto del promedio general no debidas meramente a cambios de nivel son captadas por los componentes principales segundo y tercero, $U_{2x}$ y $U_{3x}$, respectivamente. Por tal motivo, al construir los modelos de un parámetro publicados en las tablas, se usó la ecuación (B.7) con $k$=l, pero fijando $k$=2 o $k$=3 y seleccionando valores apropiados de $a_i$ el usuario puede obtener tablas de vida con patrones distintos de los de las tablas publicadas. De esta suerte, aumenta la flexibilidad de los modelos.

A pesar de sus cualidades, las tablas de vida modelo de las Naciones Unidas para países en desarrollo no se usan en este *Manual*, sobre todo porque no estaban todavía disponibles cuando se preparó. Además, como algunos de los métodos descritos en el resto de este volumen se desarrollaron basándose en los modelos de Coale y Demeny, sería injusto juzgar su utilidad con base en nuevos modelos. Actualmente se están preparando variaciones de esos métodos especialmente diseñadas para usarse con los nuevos modelos de las Naciones Unidas, que pronto se sumarán a los instrumentos disponibles para el análisis de datos demográficos de los países en desarrollo.

## C. Poblaciones estables modelo

El concepto de población estable fue formulado por primera vez por Lotka[17], quien demostró que casi toda población que está sujeta a una mortalidad y fecundidad constantes durante un período de tiempo suficientemente largo acaba adquiriendo una distribución por edades invariable que es característica de las tasas de fecundidad y mortalidad vigentes y que resulta ser independiente de la distribución inicial por edades. Lotka llamó al producto final de esas condiciones de fecundidad y mortalidad constantes población estable y estableció que la distribución estable por edades reviste la forma siguiente:

$$c(x) = b\ \exp(-rx)l(x) \qquad \text{(C.1)}$$

donde $c(x)$ es la proporción infinitesimal de la población estable en la edad exacta $x$ ($c(x)$ es en realidad una función de densidad), $b$ es la tasa de natalidad constante, $r$ es la tasa constante de incremento natural y $l(x)$ es la probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta la edad $x$ (la función usual de la tabla de vida).

Utilizando la ecuación (C.1) y recordando que una integral puede interpretarse como una suma de infinitésimos, cabe deducir que la proporción por debajo de la edad $y$, $C(y)$, es

$$C(y) = \int_0^y b\ \exp(-rx)l(x)dx \qquad \text{(C.2)}$$

y, como para la mayor edad posible, denotada por $\omega$, $c(\omega)$ debe ser igual a uno (esto es, la proporción de la población por debajo de la edad más alta que se puede alcanzar ha de ser toda la población) se desprende que

$$\int_0^\omega b\ \exp(-rx)l(x)dx = 1.0 \qquad \text{(C.3)}$$

o bien

$$b = \left[\int_0^\omega \exp(-rx)l(x)dx\right]^{-1} \qquad \text{(C.4)}$$

Las ecuaciones (C.2) y (C.4) permiten calcular la distribución por edades de una población estable siempre que se conozcan su patrón de mortalidad ($l(x)$) y su tasa de crecimiento ($r$).

Las poblaciones estables modelo surgen del uso de tablas de vida modelo para generar, mediante las ecuaciones (C.2) y (C.4), distribuciones estables por edad para valores determinados de $r$. Entre los cinco tipos de tablas de vida modelo examinadas antes, cuatro al menos se han usado para generar poblaciones estables modelo. El conjunto Coale-Demeny ha sido probablemente el más usado a efectos de estimación demográfica (véase capítulo VII). En ese conjunto figuran cuatro familias de poblaciones estables modelo: una para cada uno de los patrones de mortalidad que contiene. Las distribuciones estables por edad están publicados para cada sexo por separado, para valores de $r$ que van desde 0,01 a 0,05 (aumentando a intervalos de 0,005 cada vez), para valores de la tasa bruta de reproducción que van de 1,0 a 6,0 (aumentando cada vez en 0,25), y para los 24 niveles de mortalidad de cada familia. Toda estructura por edades va acompañada de una serie de valores de otros parámetros correspondientes a la población estable que representa. Entre esos valores figuran las tasas brutas de mortalidad y natalidad, y la de reproducción. El grado de detalle con que se ha tabulado este conjunto hace que su uso resulte bastante sencillo.

[17] A. J. Lotka y F. R. Sharpe, *loc. cit.*

Carrier y Hobcraft[18] publicaron otro conjunto de poblaciones estables, calculando las distribuciones estables por edad basadas en tablas de vida obtenidas usando el sistema logito con el standard africano. Se usan dos tipos de tablas de vida: uno donde $\beta$ se mantiene constante con un valor de uno, y otro donde se deja que tanto $\alpha$ como $\beta$ varíen. Este conjunto de poblaciones estables es mucho menos detallado que el de Coale y Demeny, pero su uso para fines de estimación puede resultar necesario cuando se piense que ninguno de los patrones de mortalidad de Coale y Demeny se aproximan adecuadamente a la mortalidad experimentada por la población real.

Las Naciones Unidas también han publicado un conjunto de poblaciones estables modelo que puede usarse para la estimación demográfica, especialmente cuando los demás conjuntos no sean capaces de proporcionar un ajuste aceptable[19]. Por último, las Naciones Unidas publicaron recientemente un nuevo conjunto de poblaciones estables modelo correspondientes a las nuevas tablas de vida modelo[20]. Las poblaciones estables se presentan para cada uno de los cinco patrones de mortalidad de las Naciones Unidas, para tasas de crecimiento desde 0,0% a 4,0% con incrementos de 0,5%, y para esperanzas de vida al nacer de 35 a 75 años con incrementos de un año. También se presentan las tasas intrínsecas de natalidad y mortalidad.

## D. Modelos de nupcialidad

Como se indicó en la sección A de este capítulo, al estudiar la frecuencia de las primeras nupcias (número de primeros matrimonios que tienen lugar en un breve intervalo de edades dividido entre el número de personas de ese intervalo) en diferentes poblaciones femeninas (o, más precisamente, en diferentes cohortes femeninas), Coale[21] descubrió que los patrones de frecuencias por edad podían conformarse a una norma o pauta común. Las curvas observadas de frecuencias de las primeras nupcias por edad diferían entre sí sólo en la edad en la que ocurría por primera vez un número sustancial de matrimonios, el ritmo a que estos se celebraban, y la proporción final de los que se casaban alguna vez. Por lo tanto, una transformación de su origen y de las escalas horizontales y verticales era todo lo que se requería para hacerlas ajustarse a una norma. Una vez que se descubrió una pauta común entre las distribuciones transformadas, se calculó la norma en base a datos por períodos de Suecia (1865-1869). La disponibilidad de esa norma permitió calcular una función empírica de riesgo, $R(x)$, cuyos valores cuantifican el riesgo de contraer matrimonio por primera vez en cada edad. Mediante ensayo y error, Coale descubrió que la función empírica $R(x)$ podía ser ajustada por la doble función exponencial

$$R_s(x) = 0.174 \exp(-4.411 \exp(-0.309x)) \quad \text{(D.1)}$$

Más tarde se demostro[22] que esta función normal de riesgo se aproxima mucho a la función de densidad asociada con una suma infinita de variables aleatorias independiente distribuidas exponencialmente. La definición exacta de esa función de densidad normal, $g_s(x)$, es

$$g_s(x) = 0.1946 \exp(-0.174(x - 6.06) - \exp(-0.288(x - 6.06))). \quad \text{(D.2)}$$

El ajuste de esta función a la norma empírica es igual de buena que la de una densidad correspondiente a la suma de una variable aleatoria de distribución normal y de varias variables independientes de distribución exponencial, y se adoptó la ecuación (D.2) como modelo porque resulta más fácil de manejar matemáticamente.

Si se descarta el efecto de diferencias en mortalidad y migración según estado civil sobre la proporción de mujeres que se han casado alguna vez, la existencia de una norma que describe la frecuencia de primeros matrimonios por edad implica la existencia de otra norma o standard que describe las proporciones de mujeres que han estado casadas alguna vez por edades para cualquier cohorte dada. La forma general de esta segunda norma será fija, pero para una cohorte dada habrá diferencias en la edad en que empiezan a ocurrir los matrimonios (edad en que los miembros de una cohorte empiezan a casarse), en la pendiente a la que aumenta la curva, y en la proporción final de quienes se casan (proporción de casados a la edad en que la tasa de primeras nupcias ha caído básicamente a cero). Si se denota por $G_s(x)$ la proporción standard de personas que se han casado entre el momento en que empiezan a ocurrir los matrimonios y $x$ años después, entonces $G(a)$, la proporción de personas en una cohorte real que se han casado antes de la edad $a$ puede expresarse como

$$G(a) = \Theta G_s((a - a_0)/\gamma) \quad \text{(D.3)}$$

donde $\theta$ es la proporción final de quienes se casan alguna vez, $a_0$ es la edad en que empiezan a ocurrir matrimonios y $\gamma$ es un factor de escala que expresa el número de años de nupcialidad en la población dada que equivale a un año en la población standard.

Como matemáticamente, $G_S(x)$ es precisamente la integral de $g_s(x)$,

$$G_s(x) = \int_0^x g_s(y)dy, \quad \text{(D.4)}$$

la densidad $g(a)$ asociada con la cohorte descrita antes puede obtenerse de las ecuaciones (D.3) y (D.4) haciendo un cambio de variable en esta última y sustituyéndola en la primera. El resultado hace que $g(a)$ revista la forma

[18] N. H. Carrier y J. Hobcraft, *op. cit.*

[19] "El concepto de población estable: Aplicación al estudio de la población de países que no tienen buenas estadísticas demográficas", *Estudios sobre Población*, No. 39 (publicación de las Naciones Unidas, No. de venta: 65.XIII.3).

[20] *Stable Populations Corresponding to the New United Nations Model Life Tables for Developing Countries* (ST/ESA/SER.R/44).

[21] A. J. Coale, *Age patterns of marriage.*

[22] Ansley J. Coale y Donald R. McNeil, "The distribution by age of the frequency of first marriage in a female cohort", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 67, No. 340 (diciembre de 1972), págs. 743 a 749.

$$g(a)=(0.1946\Theta/\gamma)\exp[(-0.174/\gamma)(a-a_0-6.06\gamma) - \exp[(-0.288/\gamma)(a-a_0-6.06\gamma)]] \quad (D.5)$$

No se ha encontrado una expresión analítica para $G(a)$, pero su valor para cualquier edad $a$ puede calcularse con la integración numérica de $g(a)$, ya que

$$G(a)=\int_{a_0}^{a} g(y)dy \quad (D.6)$$

El problema de ajustar un modelo del tipo definido por la ecuación (D.5) a una población real consiste en identificar valores de los parámetros $\theta$, $a_0$ y $\gamma$ que reflejen adecuadamente la experiencia de la población de que se trate. Pueden estimarse valores aproximados para esos parámetros conociendo las proporciones de solteros clasificados por edad. De ordinario, la proporción de solteros en el grupo de 50 a 54 años puede considerarse como una estimación de $U(\omega)$, que es la proporción de los que nunca se casan. Por lo tanto, la proporción que acabará casándose, $\Theta$, puede estimarse por

$$\Theta=1-U(\omega) \quad (D.7)$$

Además, se sabe que la media de la curva standard de la frecuencia de primeras nupcias es $a_0 + 11.37\gamma$. Esta media, también denominada "edad media de los solteros en el momento de contraer matrimonio", *SMAM*, puede estimarse con las proporciones de solteros clasificados por edades mediante un sencillo procedimiento propuesto por Hajnal[23] y que se describe en detalle en el anexo I. Como

$$SMAM=a_0+11.37\gamma \quad (D.8)$$

entonces

$$\gamma=(SMAM-a_0)/11.37 \quad (D.9)$$

de modo que si se conocen tanto *SMAM* como $a_0$, $\gamma$ podrá estimarse fácilmente. La estimación de $a_0$ suele hacerse de forma poco precisa. Se supone que los matrimonios en casi todos los países en desarrollo empiezan a ocurrir a edades tempranas, y a menos de que haya pruebas de lo contrario, $a_0$ se elige entre 13 y 14 años. También pueden usarse valores de 12 ó 15. El valor exacto de $a_0$ generalmente no es crucial. La ecuación (D.9) puede entonces usarse para estimar $\gamma$. Una vez que se han estimado los valores de $\Theta a_0$ y $\gamma$, Coale[24] proporciona cuadros que facilitan el cálculo de las frecuencias de las primeras nupcias y de la proporción de los que se han casado ya.

Para concluir, hay que mencionar que aunque, en sentido estricto, el modelo (D.5) sólo describe la ocurrencia de primeros matrimonios de una cohorte, en la práctica, las proporciones de mujeres casadas alguna vez observadas durante un determinado período pueden aproximarse por ese modelo, en particular si los patrones de nupcialidad se han mantenido constantes, pero también y más sorprendentemente, en casos en que esos patrones han ido cambiando.

## E. Modelos de fecundidad

### 1. *Modelo de Coale y Trussell*

Louis Henry[25] descubrió que en poblaciones donde el control voluntario de la fecundidad es poco frecuente o nulo a patrón de la fecundidad por edades dentro del matrimonio es aproximadamente constante. Según Henry, el control voluntario es todo comportamiento que afecta a la fecundidad y que se ve modificado cuando la paridez aumenta. Llamó "fecundidad natural", $h(x)$, a la fecundidad observada cuando no hay control y pudo inferir su patrón general del estudio de varias poblaciones donde se presumía que no existía control voluntario de la fecundidad. En esas poblaciones, el nivel de fecundidad natural variaba, pero su patrón con respecto a la edad se mantenía igual. Henry atribuyó las variaciones de nivel entre poblaciones a diferencias en la salud general, la práctica de la lactancia, y cualesquiera otros factores físicos o sociales que pueden afectar a la fecundidad marital de las mujeres irrespectivamente de su paridez.

En 1974, Coale y Trussell[26] propusieron un modelo que, al generalizar el patrón de la fecundidad natural, permite representar la experiencia en materia de fecundidad de poblaciones donde se practica el control voluntario de la natalidad. Ese modelo se basa en el supuesto siguiente: la fecundidad marital o bien se ajusta a la fecundidad natural (si no se practica un control deliberado de nacimientos), o bien se aleja de la fecundidad natural de manera creciente con la edad según un patrón típico. Por lo tanto, si se denota por $\phi(x)$ la fecundidad marital a la edad $x$ y por $h(x)$ la fecundidad natural a la misma edad, en una población en la que la fecundidad se controla voluntariamente,

$$\phi(x)=Mh(x)\delta(x) \quad (E.1)$$

donde $M$ es un parámetro que indica el nivel de fecundidad natural que la población experimentaría en ausencia de todo control voluntario y $\delta(x)$ es una función de la edad que refleja el patrón típico de desviación con respecto a la fecundidad natural cuando se ejerce un control voluntario.

Al examinar la función $\delta(x)$ calculada para varias poblaciones, Coale y Trussell[27] encontraron que podía representarse por

$$\delta(x)=\exp(m\,v(x)) \quad (E.2)$$

[23] John Hajnal, "Age at marriage and proportions marrying", *Population Studies*, vol. VII, No. 2 (noviembre de 1953), págs. 111 a 136.

[24] A. J. Coale, "Age patterns of marriage".

[25] Louis Henry, "Some data on natural fertility", *Eugenics Quarterly*, vol. VIII, No. 2 (junio de 1961), págs. 81 a 91.

[26] Ansley J. Coale y T. James Trussell, "Model fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human populations", *Population Index*, vol. 40, No. 2 (abril de 1974), págs. 185 a 258.

[27] *Ibid.*

donde la función de $\nu(x)$ era casi la misma para poblaciones diferentes, cambiando el parámetro $m$ de población a población. Interpretaron esos resultados en el sentido de que $\nu(x)$ representa el patrón típico de desviación con respecto a la fecundidad natural cuando se practica un control deliberado de la natalidad, mientras $m$ mide el grado en que ese control se ejerce. El modelo final de la fecundidad marital al que se llega es atractivo tanto matemática como teóricamente. Puede obtenerse con facilidad de las ecuaciones (E.1) y (E.2) y reviste la forma

$$\phi(i) = Mh(i)\exp(m\,\nu(i)) \qquad \text{(E.3)}$$

donde el índice $i$ se usa en lugar de la edad $x$ para indicar que, en general, sólo se usan datos relativos a grupos quinquenales de edad. Se han estimado valores de ambas funciones $h(i)$ y $\Upsilon(i)$, que se listan en el cuadro 3. Por lo tanto, este modelo puede ajustarse a toda población cuyas tasas de fecundidad marital se conozcan con sólo identificar los valores de los parámetros $M$ y $m$. Coale y Trussell[28] sugieren dos modos posibles para estimar $M$ y $m$. De acuerdo al procedimiento primero y más sencillo,

$$M = \phi(2)/h(2) \qquad \text{(E.4)}$$

y

$$m = 0.2\sum_{i=3}^{7} \ln[\phi(i)/Mh(i)]/\gamma(i) \qquad \text{(E.5)}$$

Esto es, el nivel de fecundidad marital $M$ se define por la relación entre la tasa de fecundidad natural y la marital observada entre los 20 y los 24 años, edades en las que se considera que el control voluntario de la natalidad casi no se practica, mientras que $m$ es sencillamente el promedio de los valores de $m(i)$ que pueden estimarse directamente a partir de los valores observados de $\phi(i)$ una vez que se conoce $M$.

El segundo enfoque utiliza la siguiente reformulación de (E.3):

$$\ln(\phi(i)/h(i)) = \ln(M) + m\,\nu(i) \qquad \text{(E.6)}$$

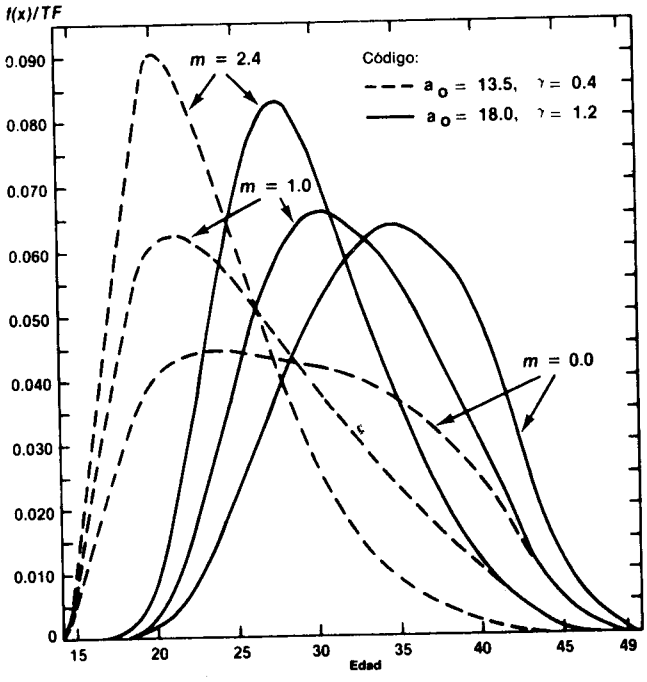
que muestra claramente que las cantidades $\ln(\phi(i)/h(i))$ y $\nu(i)$ están linealmente relacionadas. Por lo tanto, $\ln(M)$ y $m$ pueden estimarse identificando la línea que mejor se ajusta a los puntos observados $[\ln(\phi(i)/h(i)), \nu(i)]$. Coale y Trussell[29] recomiendan el uso del método de mínimos cuadrados para ajustar esa línea y sugieren que sólo deberían considerarse los puntos correspondientes a los grupos de edad de 20 a 24 a 40 a 44 (variando $i$ de 2 a 6).

Adviértase que los valores de la función típica $\nu(i)$ que refleja el patrón de desviación respecto de la fecundidad natural (véase cuadro 3) son todos negativos o cero. Asimismo, el valor absoluto de $\nu(i)$ aumenta cuando lo hace la edad. Por lo tanto, un valor positivo de $m$ indica que en la población que se está estudiando la fecundidad marital es cada vez menor que la fecundidad natural cuando la edad aumenta (véase figura 8).

CUADRO 3. PATRÓN STANDARD DE FECUNDIDAD NATURAL Y DE DESVIACIONES CON RESPECTO A LA FECUNDIDAD NATURAL, POR GRUPOS DE EDAD, PARA EL MODELO DE FECUNDIDAD DE COALE Y TRUSSELL

| *Grupo de edad* (1) | *Indice* $i$ (2) | *Fecundidad natural* $h(i)$ (3) | *Patrón de desviaciones de la fecundidad natural* $\nu(c)$ (4) |
|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 0.411 | 0.000 |
| 20-24 | 2 | 0.460 | 0.000 |
| 25-29 | 3 | 0.431 | −0.279 |
| 30-34 | 4 | 0.395 | −0.667 |
| 35-39 | 5 | 0.322 | −1.042 |
| 40-44 | 6 | 0.167 | −1.414 |
| 45-49 | 7 | 0.024 | −1.671 |

**Figura 8. Patrones de fecundidad de Coale y Trussell: combinaciones de matrimonio temprano y grados diversos de control de fecundidad, y matrimonio tardío con los mismos grados de control de fecundidad**




Un valor negativo de $m$ indicaría, por el contrario, que la fecundidad marital es cada vez mayor que la fecundidad natural cuando la edad aumenta. Si $m = 0$, la fecundidad natural y la marital en observación tienen el mismo patrón.

El modelo (E.3) puede usarse no sólo para investigar el patrón de la fecundidad marital que una población experimenta, sino también para generar modelos de fecundidad marital que pueden resultar muy útiles para fines de simulación. Con todo, como en muchos casos la función que interesa no es la fecundidad marital sino la general, cabe combinar el modelo de fecundidad marital

[28] *Ibid.*; y Ansley J. Coale y T. James Trussell, "Technical note: finding the two parameters that specify a model schedule of marital fertility", *Population Index*, vol. 44, No. 2 (abril de 1978), págs. 202 a 213.

[29] A. J. Coale y T. J. Trussell, "Technical note: finding the two parameters that specify a model schedule of marital fertility", *op. cit.*

(E.3) con el modelo de nupcialidad descrito antes (en la sección D) para que la fecundidad por edades, $(x)$, pueda obtenerse como

$$f(x) = G(x)\phi(x) \qquad \text{(E.7)}$$

donde $G(x)$ es la proporción de mujeres de edad $x$ casadas alguna vez definida por las ecuaciones (D.5) y (D.6).

El modelo (E.7) es un modelo de cinco parámetros de la fecundidad general. Sus parámetros son: $\Theta$, proporción final de los que se casan; $a_0$, edad en la que empiezan a ocurrir los matrimonios; $\gamma$, ritmo al que ocurren los matrimonios; $M$, nivel general de fecundidad marital; y $m$, grado de desviación con respecto a la fecundidad natural. Como $\phi$ y $M$ aparecen sólo como multiplicadores constantes de $G(x)$ y $\gamma(x)$, respectivamente, determinan el nivel de $f(x)$ y no su forma. Esta última se ve influida sólo por los valores de los otros tres parámetros presentes. Coale y Trussell[30] construyeron un conjunto de patrones modelo de fecundidad por edades $f(x)$ calculando la ecuación (E.7) para valores diferentes de $a_0$, $\gamma$ y $m$. Los patrones modelo de fecundidad generadas así se ajustan a una amplia gama de experiencias observadas de fecundidad y permiten investigar situaciones extremas que nunca o muy rara vez han sido medidas con precisión en la práctica.

### 2. *Modelo de fecundidad basado en la relación de Gompertz propuesto por Brass*

Brass[31] ha intentado reducir el número de parámetros que determinan la configuración de la fecundidad por edades de los tres requeridos por los modelos Coale-Trussell a dos, postulando, una vez más, una relación entre un patrón "standard" de fecundidad y cualquier otro. Concretamente, si se denota por $F(x)$ la fecundidad acumulada hasta la edad $x$ y por $TF$ la fecundidad global, el cociente $F(x)/TF$, proporción de la fecundidad global experimentada hasta la edad $x$, se supone que sigue una función de distribución de Gompertz, cuya forma es

$$F(x)/TF = \exp(A \exp(Bx)) \qquad \text{(E.8)}$$

donde $A$ y $B$ son constantes, siendo $A < 0$. Esta expresión puede reducirse a una función lineal de $x$ tomando logaritmos (ln) dos veces. Los dos pasos necesarios para hacer esa transformación son

$$\ln(F(x)/TF) = A \exp(Bx) \qquad \text{(E.9)}$$

y

$$\ln(-\ln(F(x)/TF)) = \ln(-A) + Bx \qquad \text{(E.10)}$$

Hay que introducir un signo menos al transformar la ecuación (E.9) en (E.10) ya que la cantidad $F(x)/TF$ es menor que la unidad; de aquí que $\ln(F(x)/TF$ sea negativo y el logaritmo de un número negativo no está definido. Para simplificar la notación, se puede denotar la $\ln(-\ln(F(x)/TF))$ transformación de $F(x)$ por $\eta(F(x))$. Entonces, la ecuación (E.10) se convierte en

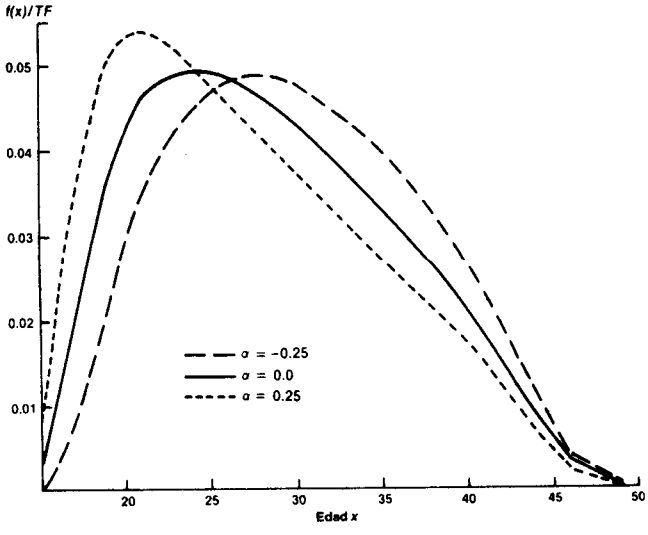
$$\eta(F(x)) = \ln(-A) + Bx \qquad \text{(E.11)}$$

Este modelo, donde $\eta(F(x))$ es una función lineal de la edad, se aproxima a los cocientes observados $F(x)/TF$ bastante bien en las edades reproductivas centrales, pero su ajuste se deteriora en los extremos. Brass descubrió que podía obtenerse un mejor ajuste reemplazando la edad $x$ por una función de $x$ que puede interpretarse como una transformación $\eta$ de un patrón standard de la fecundidad. De acuerdo a tal descubrimiento, la relación expresada por la ecuación (E.11) puede transformarse en

$$\eta(F(x)) = \alpha + \beta\eta(F_s(x)) \qquad \text{(E.12)}$$

Esto es, la transformación $\eta$ del patrón observada de fecundidad es una función lineal de la transformación $\eta$ del standard. El paralelismo con el sistema logito de tablas de vida de Brass es obvio; en ambos casos, una transformación que tiende a conferir carácter lineal a la distribución de que se trata se usa para relacionar cualquier patrón observado con un patrón standard mediante el empleo de dos constantes. En el caso de tablas de vida modelo, los dos parámetros pueden interpretarse como determinantes del nivel general de mortalidad y de la relación entre la mortalidad a principios de la vida y al final de la misma. En el caso del modelo de fecundidad, $\alpha$ en la ecuación (E.12) puede considerarse como un indicador de la localización del patrón de fecundidad con respecto a la edad, o más concretamente, la edad en la que la mitad de todos los alumbramientos se han producido, mientras $\beta$ puede interpretarse como determinante de la dispersión o grado de concentración del patrón. (Para ver los efectos que cambios en $\alpha$ y $\beta$ tienen sobre la configuración de los patrones de fecundidad, véanse las figuras 9 y 10.)

**Figura 9. Patrones de fecundidad generados por medio del modelo basado en la relación de Gompertz con $\beta = 1{,}0$**

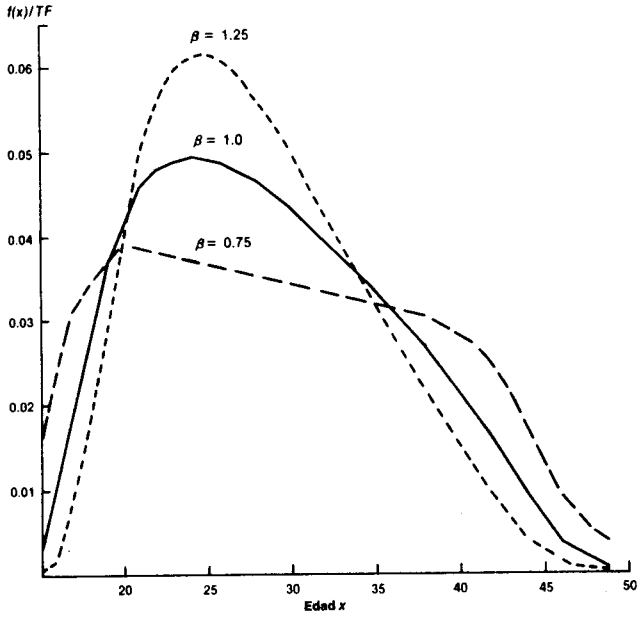



[30] A. J. Coale y T. J. Trussell, *Model fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human populations.*

[31] William Brass, *The relational Gompertz model of fertility by age of woman*, London School of Hygiene and Tropical Medicine, 1978 (mimeografiado).

Brass obtuvo un standard apropiado a partir de los patrones modelo de Coale y Trussell. En el cuadro 4 figuran los valores de su transformación $\eta$ para cada edad dentro del tramo de vida reproductiva. El modelo Brass es claramente más fácil de usar que el desarrollado por Coale y Trussell, y puede resultar muy útil para fines de simulación y proyección. Sin embargo, su desarrollo todavía es muy reciente y la experiencia de su empleo limitada.

**Figura 10. Patrones de fecundidad generados por medio del modelo basado en la relación de Gompertz con $\alpha = 0{,}0$**




CUADRO 4. VALORES DE LA TRANSFORMACIÓN $\eta$ DEL PATRÓN STANDARD DE FECUNDIDAD, $\eta(F(x))$

| *Edad x (1)* | *Transformación η η(F(x)) (2)* | *Edad x (1)* | *Transformación η η(F(x)) (2)* |
|---|---|---|---|
| 11 | 3.18852 | 31 | −0.84272 |
| 12 | 2.70008 | 32 | −0.99014 |
| 13 | 2.37295 | 33 | −1.14407 |
| 14 | 2.07262 | 34 | −1.30627 |
| 15 | 1.77306 | 35 | −1.47872 |
| 16 | 1.49286 | 36 | −1.66426 |
| 17 | 1.25061 | 37 | −1.86597 |
| 18 | 1.04479 | 38 | −2.08894 |
| 19 | 0.85927 | 39 | −2.33192 |
| 20 | 0.69130 | 40 | −2.62602 |
| 21 | 0.53325 | 41 | −2.95500 |
| 22 | 0.38524 | 42 | −3.32873 |
| 23 | 0.24423 | 43 | −3.75984 |
| 24 | 0.10783 | 44 | −4.25499 |
| 25 | −0.02564 | 45 | −4.80970 |
| 26 | −0.15853 | 46 | −5.41311 |
| 27 | −0.29147 | 47 | −6.12864 |
| 28 | −0.42515 | 48 | −7.07022 |
| 29 | −0.56101 | 49 | −8.64839 |
| 30 | −0.70000 | | |

## REFERENCIAS ADICIONALES


COALE, Ansley J., y T. James TRUSSELL. Erratum. *Population index* (Princeton, New Jersey), 41(4):572, octubre de 1975.

PAGE, H. J., y G. WUNSCH, "Parental survival data: Some results of the application of Ledermann's model life tables" *Population studies* (Londres), 30(1):59-76, marzo de 1976.

TRUSSELL, T. James, "Selected applications of model fertility schedules". Tesis doctoral inédita. Princeton, New Jersey, Princeton University, 1974.

## *Capítulo II*

# ESTIMACION DE LA FECUNDIDAD EN BASE A INFORMACION SOBRE HIJOS NACIDOS VIVOS

### A. Antecedentes de los métodos

#### 1. *Carácter de la información sobre hijos nacidos vivos*

En este capítulo se describen métodos de estimación de la fecundidad basados en datos sobre hijos nacidos vivos. El total de hijos tenidos por una mujer determinada es una medida de la fecundidad agregada que ha experimentado a lo largo de su vida hasta el momento en el que los datos son recogidos. Sin embargo, tal número no brinda información sobre el tiempo de ocurrencia de cada nacimiento, ya sea a escala personal, en términos de edad o duración del matrimonio, o, según una, escala externa, como años calendario. Cuando las mujeres se agrupan con respecto a alguna otra variable, tal como edad o duración del matrimonio, el número promedio de hijos nacidos vivos de cada grupo, también conocido como su paridez media, se calcula dividiendo el número total de hijos tenidos por las mujeres del grupo por el número total de estas últimas. El resultado es una medida de la fecundidad promedio experimentada a lo largo de la vida por las supervivientes de una cohorte femenina, definida según período de nacimiento o de matrimonio, pero al igual que el número de hijos tenidos no proporciona información sobre el tiempo de ocurrencia de los nacimientos. Cuando los datos de paridez media se utilizan para fines analíticos, información adicional acerca del período de ocurrencia de los nacimientos, ya sea a escala personal o externa se introduce a partir de otras fuentes o se infiere a partir de supuestos adicionales. Cabe notar también que, en términos estrictos, la paridez media se refiere sólo a las supervivientes de las cohortes considerados, aunque es usual suponer que la distorsión introducida por la mortalidad femenina puede ignorarse.

Esta descripción general permite inferir algunas de las ventajas y de los inconvenientes de los datos sobre hijos nacidos vivos. Entre las primeras, la principal es que no dependen de fechas, por lo que no están sujetos a errores de datación. Tal ventaja es también, claro está, un inconveniente, ya que por sí mismos los datos sobre hijos nacidos vivos no se refieren a un período de tiempo claramente definido no suministran información sobre las pautas o tendencias temporales de la fecundidad. Otro inconveniente es que la información debe recogerse en forma numérica, lo que puede dar pie a errores relativamente mayores que los que ocurrirían en el caso de información obtenida de preguntas que requieren como respuesta un simple "Sí" o "No".

La manera más simple de recoger información sobre hijos nacidos vivos es con la pregunta "¿Cuántos hijos nacidos vivos ha tenido usted?", recogiéndose una respuesta en forma numérica. Adviértase que esta pregunta considera únicamente los hijos nacidos vivos, excluyendo a los nacidos muertos y a otras muertes fetales. Es importante acatar esta definición ya que todos los métodos de análisis disponibles en la actualidad se basan estrictamente en los nacidos vivos y es probable que la precisión en las declaraciones sobre el número de nacidos muertos varíe ampliamente de una sociedad a otra. La sencilla pregunta que se presenta arriba ha sido utilizada extensamente, pero el examen de los resultados que proporciona sugiere que especialmente los mujeres de 35 años o más tienden a omitir algunos de sus hijos tenidos, particularmente aquellos que han abandonado el hogar o que han muerto. Por lo tanto, es de esperar que preguntas relativas a estos dos grupos de hijos produzcan mejores resultados (la práctica parece sustentar esta expectativa, aunque resulta difícil desglosar a través del tiempo los efectos de la educación creciente y de una mejor redacción de la pregunta básica). Se recomienda, por lo tanto, que, cuando el tiempo dedicado a cada entrevista y el espacio del cuestionario lo permitan, la pregunta básica se separe en tres partes, convirtiéndose en: "¿De los hijos nacidos vivos que ha tenido usted, cuántos: 1. Siguen viviendo en el hogar con usted; 2. Viven pero en otro sitio, en otro hogar; 3. Han muerto?" Esta formulación de la pregunta básica tiene la ventaja de proporcionar la información adicional necesaria para estimar la mortalidad en la niñez (véase capítulo III). Un procedimiento aún mejor consiste en recoger información sobre hijos nacidos vivos según sexo haciendo las tres preguntas antes planteadas para niños de cada sexo. Los datos clasificados por sexo permiten estimar la mortalidad de la niñez por sexo y resultan útiles para evaluar la calidad de los datos.

También es necesario decidir de qué mujeres debería recogerse información. Por lo general, el mejor procedimiento es plantear las preguntas necesarias a todas las mujeres mayores de 15 años sea cual sea su estado civil. En algunas sociedades, sin embargo, el contexto cultural y social no permite preguntar a mujeres que nunca han estado casadas si han tenido algún hijo; en esos casos, las preguntas descritas anteriormente sólo pueden hacerse a mujeres que han contraído matrimonio al menos una vez (mujeres no solteras) y, por consiguiente, el valor de la información recogida variará inversamente con la incidencia de la fecundidad premarital.

Los datos sobre hijos nacidos vivos se suelen tabular según grupos quinquenales ya sea de edad de las

mujeres o, cuando la información está disponible, de duración del matrimonio. La simple tabulación del número de mujeres, número de hijos nacidos vivos, y paridez media para cada grupo debería complementarse con una tabulación de las mujeres clasificadas tanto por grupos de edad como por grupos de duración y por el número de todos los hijos nacidos (0, 1, 2, ..., 10, 11 + y no declarado). Cuando se disponga de datos por sexo todas estas tabulaciones se repetirían para niños y niñas.

Una forma especial de recoger datos sobre hijos nacidos vivos es mediante la captación de historias de embarazos que incluyen información sobre la fecha de nacimiento de cada hijo, sobre el resultado de cada gestación y, a menudo, sobre el estado de supervivencia de cada nacido vivo, incluyendo fechas de fallecimiento. La recolección de historias de embarazos requiere largas entrevistas y es por ello bastante costosa por lo que, en la práctica, se ha llevado a cabo sólo mediante encuestas por muestreo relativamente pequeñas. Claramente, esta forma de recoger datos sobre hijos nacidos vivos produce también información sobre la distribución temporal de la fecundidad, pero al requerir la captación de fechas específicas es más vulnerable a la existencia de errores.

Un análisis detallado de la información recogida por las historias de embarazos suele requerir tabulaciones bastante detalladas de los datos básicos y, por consiguiente, acceso a los mismos a través de computadora. Gracias al vasto esfuerzo desplegado por el proyecto relativo a la Encuesta Mundial de Fecundidad, se ha impulsado mucho la disponibilidad tanto de datos provenienteg de historias de embarazos como de métodos especialmente diseñados para su análisis. Al rebasar la descripción detallada de estos métodos el alcance de este *Manual*, se remite al lector a la serie de publicaciones aparecidas como parte de la Encuesta Mundial de Fecundidad. De especial interés es la colección de informes científicos que presentan ejemplos detallados de análisis y evaluación de datos sobre historias de embarazos. Algunos de esos análisis se citan en este capítulo y otros se indican al final del mismo.

### 2. *Errores típicos de los datos sobre hijos nacidos vivos*

La paridez media para grupos de mujeres calculada en base a datos sobre hijos nacidos vivos puede verse distorsionada por errores tanto en el número de hijos declarados como en la clasificación de las mujeres en determinados grupos.

El error más importante en el número de hijos declarados se debe a omisiones. Las mujeres tienden a omitir algunos de sus hijos nacidos vivos, particularmente los que viven en otros hogares y los que han muerto, con el resultado de que la proporción omitida tiende a aumentar con la edad de la madre. Los síntomas de tal omisión son una paridez media que no crece suficientemente rápido con la edad; y, en algunos casos, la paridez media de las mujeres de 40 a 44 y de 45 a 49 años puede de hecho hallarse por debajo de las de mujeres entre 35 y 39 años, aun cuando no exista razón para suponer que la fecundidad haya aumentado en el pasado. Cuando los datos se clasifican según duración del matrimonio, sesgos similares se observan a partir del grupo de 15 a 19 años. Los efectos de la omisión, cuando se limitan a mujeres mayores de 35 años, no son muy graves porque la mayor parte de los métodos de análisis utilizan poco los datos sobre esas mujeres. Sin embargo, con el objeto de minimizar la omisión en las edades más jóvenes (por debajo de 35 años), conviene insistir durante la recolección de datos en la importancia de obtener información fidedigna de todas las mujeres, sea cual sea su edad.

Otro error en las declaraciones sobre hijos nacidos vivos se debe a la inclusión de mortinatos o de muertes fetales tardías entre los hijos declarados. El posible efecto positivo de este error sobre la paridez media es pequeño pero durante la recolección de datos debe hacerse hincapié en incluir sólo a los hijos nacidos vivos. (Generalmente se define como hijo nacido vivo el que llora después de nacer.)

Un tercer error que afecta al número registrado de hijos nacidos vivos surge cuando la paridez de una proporción apreciable de mujeres no se capta, es decir, cuando existe una proporción no desdeñable de mujeres cuya paridez no fue declarada. Si estas mujeres han tenido hijos, su inclusión en el denominador de la paridez media aunada a la exclusión de sus hijos en el numerador, distorsionará a la paridez media haciéndola demasiado baja. Si es posible suponer que las mujeres con declaración de hijos nacidos vivos son representativas, en términos de paridez, respecto de las que no la tienen es posible obtener una estimación insesgada de la paridez media dividiendo el número de hijos declarados por el número de mujeres que informan. Sin embargo, en muchas encuestas parece que hay una tendencia desproporcionada a que las mujeres sin hijos aparezcan como casos sin declaración. Una explicación plausible de esa tendencia ha sido sugerida por El-Badry[1], quien indica que los entrevistadores tienden a dejar en blanco el espacio para registrar el número de hijos nacidos vivos en casos en que este número es cero; durante la codificación dichos blancos se interpretan como falta de declaración, provocando así una transferencia neta de mujeres de la categoría cero a la categoría sin declaración. En tales circunstancias, la paridez media se vería sobrestimada si las mujeres tabuladas como casos sin declaración se sustraen del denominador. El-Badry también propuso un método que permite estimar la verdadera incidencia de la falta de declaración en base a la relación entre la proporción de mujeres sin hijos y la proporción de mujeres cuya paridez no fue captada; tal método de ajuste se describe de modo detallado en el anexo II. Se recomienda usarlo cuando la relación mencionada es de naturaleza lineal; en otro caso, se recomienda que las mujeres cuya paridez no fue declarada se incluyan en el denominador al calcular la paridez media.

Otro tipo de errores de clasificación surge debido a declaraciones equivocadas de la edad o duración del

[1] M. A. El-Badry, "Failure of enumerators to make entries of zero: errors in recording childless cases in population censuses", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 56, No. 296 (diciembre de 1961), págs. 909 a 924.

matrimonio de las mujeres consideradas. Cuando se usan datos agrupados, los errores aparecen sólo las mujeres son erróneamente transferidas de un grupo a otro. Los efectos de tales errores son complejos, pero cabe hacer algunas observacionas de orden general sobre ellos. Es probable que errores aleatorios en las declaraciones de edad o duración tengan un ligero efecto nivelador sobre la paridez media, ya que es casi seguro que una transferencia hacia arriba, que probablemente reduce la paridez media del grupo superior, vaya acompañada de una transferencia hacia abajo que probablemente aumenta la paridez media del grupo inferior. No obstante, es de esperar que el efecto total sea pequeño, puesto que es muy posible que las mujeres mal clasificadas se sitúen cerca de la frontera de grupos adyacentes, presentando aquellas transferidas hacia arriba una paridez por encima de la media y las transferidas hacia abajo una paridez por debajo de la media de sus respectivos verdaderos grupos de edad.

Por el contrario, es de esperar que una transaferencia sistemática hacia arriba, en términos de edad o duración, reduzca la paridez media para todos los grupos, disminuyendo este efecto al aumentar la edad o la duración hasta desaparecer en el grupo de edad o duración al que han accedido sólo mujeres que no tendrán más hijos. De igual modo, una transferencia sistemática hacia abajo incrementará la paridez media, disminuyendo de nuevo este efecto a medida que aumenta la edad o duración hasta desaparecer para el grupo de edad o duración que contiene el punto en que ha cesado toda procreación. Una tendencia sistemática a exagerar la edad o duración declaradas hasta alcanzar cierto límite, seguida de una tendencia a declarar edades o duraciones inferiores a las verdaderas cuando éstas están por encima de dicho límite, concentrará a las encuestadas en un grupo central a expensas de los extremos y puede resultar en una paridez media relativamente baja para grupos por debajo del límite, en una paridez media aproximadamente correcta para el grupo que contiene al límite, y en una paridez media relativamente alta para los grupos que se sitúan por encima del límite. En este caso, los grupos que se sitúan por encima de la edad o duración en que la procreación ha cesado mostrarían una paridez media correcta si las declaraciones erróneas de la edad fuesen el único problema de la información usada.

Puesto que el matrimonio es un acontecimiento más reciente y personalmente más memorable que el nacimiento propio, parecería que los datos clasificados por duración del matrimonio podrían estar menos distorsionados por errores de declaración que aquellos clasificados por edad, sobre todo si la duración se mide a partir de declaraciones de fecha de matrimonio. Sin embargo, no siempre la fecha de interés coincide con la fecha de matrimonio. En efecto, el analista está interesado en el lapso transcurrido desde que comenzaron las relaciones sexuales; pero en algunas sociedades, el comienzo de esas relaciones puede preceder al matrimonio formal y en otras puede no ocurrir inmediatamente después de él. Mayor confusión existe en el caso de segundas nupcias ya que la fecha declarada bien podría ser la del matrimonio más reciente. Este problema puede minimizarse haciendo una pregunta que se refiera específicamente al primer matrimonio. Por consiguiente, es importante que entrevistadores y planificadores de encuestas conozcan los problemas conceptuales relacionados con este tema a fin de adoptar las preguntas mas adecuadas para obtener la información requerida.

Al analizar datos sobre hijos nacidos vivos se supone generalmente que los efectos de la mortalidad entre las mujeres carecen de importancia. La cuestión es importante si se compara la paridez media de una cohorte en dos momentos diferentes, ya que la hipótesis normal es que el cambio en la paridez media entre dos puntos se debe totalmente a la fecundidad experimentada durante el período intermedio. Al ignorar los efectos de la mortalidad, se supone que las mujeres de la cohorte que no sobrevivieron el período tuvieron los mismos niveles de fecundidad hasta la fecha de su muerte que las supervivientes, supuesto que probablemente no es estrictamente válido en la práctica. No está claro, sin embargo, el sentido probable de los efectos de la mortalidad sobre la paridez media: si las mujeres de alta paridez experimentasen riesgos de morir superiores al promedio entonces la paridez media declarada por mujeres de más edad subestimaría el verdadero nivel de fecundidad de la cohorte. Por otro lado, en los países desarrollados, las mujeres solteras tienen una mayor mortalidad que las casadas, lo que sugiere que las mujeres de baja paridez están sujetas a riesgos más altos de morir, en cuyo caso la paridez media declarada sobrestimará la fecundidad de la cohorte. Sin embargo, en cualquier caso, es probable que los efectos de la mortalidad sobre la paridez media sean mínimos, ya que en la actualidad, en la mayor parte de los países, los riesgos de que las mujeras mueran en sus años de procreación son bastante bajos.

La migración plantea un problema similar al de la mortalidad, aunque potencialmente más grave, en especial a escala subnacional. La paridez media de determinadas zonas podrá verse distorsionada por la immigración de mujeres no características de la zona, y los cambios de la paridez media entre las fechas serán afectados por dicha migración. Así, por ejemplo, la paridez media en una ciudad con un fuerte flujo de migrantes puede verse inflada por la llegada de mujeres rurales de alta paridez. El problema se debe, claro está, al hecha de que la paridez media no contiene información acerca de la faceta temporal de la fecundidad, agravado, en este caso, por su falta de información sobre el lugar de residencia previa. No hay otro modo de resolver este problema que utilizar zonas no muy afectadas por la migración o recurrir a otros tipos de datos. Parecería atractivo usar tabulaciones de mujeres según su lugar de nacimiento y de hijos nacidos vivos por el lugar de nacimiento de la madre, y limitar el análisis a las mujeres nacidas en la zona considerada; sin embargo, no hay garantía de que las estimaciones obtenidas así representen la fecundidad en la zona considerada porque es probable que las mujeres immigrantes traigan consigo no sólo una alta fecundidad acumulada —y, por ende, una paridez superior a la

media—, sino que, además, tengan una fecundidad reciente más elevada. Además, si la conducta reproductiva varía según el lugar de residencia, las estimaciones de fecundidad derivadas de datos clasificados por lugar de nacimiento no representarían adecuadamente los verdaderos diferenciales en la fecundidad regional que son los que tienen interés pragmático.

### 3. *Organización de este capítulo*

Todos los métodos de estimación presentados en este capítulo tienen una característica en común: utilizan datos sobre hijos nacidos vivos. No obstante, los métodos pueden categorizarse según el tipo específico de datos que requieren (ya sea clasificados por edad o por duración del matrimonio, por ejemplo). Las secciones B a D presentan los métodos disponibles divididos en categorías. Para ayudar al usuario a seleccionar el método más adecuado a una aplicación particular, se ofrecen a continuación breves descripciones de cada sección:

*Sección B. Métodos del tipo Brass basados en la comparación de la fecundidad de un período con la paridez media declarada.* Esta sección presenta varios métodos basados en la idea propuesta originalmente por Brass[2] de comparar la paridez media declarada con la estimada a partir de tasas de fecundidad por edades relativas a un período determinado. Su principal característica, por lo tanto, es que requieren al menos de dos tipos de información sobre fecundidad: hijos nacidos vivos para al menos un punto en el tiempo y tasas de fecundidad específicas por edad para algún período de interés. Las variaciones del método básico se deben a modificaciones en los supuestos en los que se funda o a la mayor o menor disponibilidad de datos. Por lo general, los métodos presentados en la sección B se ordenan sobre la base de sus necesidades de datos, es decir, los presentados primero requieren normalmente menos información que los presentados después. En el cuadro 5 figuran los requerimientos de cada método. Hay que tener en cuenta que todos los métodos descritos en esta sección utilizan datos clasificados por edad.

*Sección C. Estimación de la fecundidad específica por edad a partir de los incrementos de la paridez de cohortes entre dos encuestas.* El método presentado en la sección C se basa exclusivamente en datos sobre hijos nacidos vivos. No son necesarias tasas de fecundidad por edades calculadas independientemente. Todos los datos necesarios deben estar clasificados por edad.

*Sección D. Estimación de la fecundidad en base a información sobre hijos nacidos vivos clasificados por duración del matrimonio.* Cuando se dispone de datos sobre hijos nacidos vivos clasificados por duración del matrimonio de la madre, cabe usar dos métodos de estimación de la fecundidad. El más sencillo requiere sólo datos sobre hijos nacidos vivos; un método más elaborado permite una comparación del tipo Brass entre información sobre paridez y medidas equivalentes derivadas de la fecundidad relativa a un período. Tal cosa requiere, por tanto, información tanto sobre hijos nacidos vivos como sobre el número de nacimientos en un año dado clasificados por duración del matrimonio de la madre (véase cuadro 5).

## B. Métodos del tipo Brass basados en la comparación de la fecundidad de un período con la paridez media declarada

### 1. *Descripción general de los métodos del tipo Brass*

El número de hijos nacidos vivos de un grupo de mujeres de edad dada es un registro de su experiencia reproductiva acumulada desde el principio de su vida hasta el momento del registro. El número promedio de hijos nacidos vivos, obtenido al dividir el número de los hijos declarados por el número de mujeres, es por lo tanto una medida de la fecundidad experimentada por una cohorte de mujeres, aunque sea una medida únicamente del nivel de fecundidad, que no provee información alguna sobre su distribución temporal. Suponiendo que la fecundidad experimentada por las mujeres que mueren es la misma hasta la edad de su muerte que la de las mujeres que sobreviven, el número promedio de hijos nacidos vivos es una medida de la fecundidad de la cohorte independiente de la mortalidad.

Una medida similar relativa a un período preciso puede derivarse a partir de tasas observadas de fecundidad específica por edad. Si estas tasas se acumulan desde la edad en la que empieza la procreación, teniendo en cuenta la amplitud del intervalo de edad al que se refieren, los resultados obtenidos pueden interpretarse como el número promedio de hijos que hubiera tenido una mujer si hubiera estado sujeta a esas tasas de fecundidad desde el principio de su vida reproductiva hasta el límite superior del ultimo grupo de edad incluido en la cumulación.

La disponibilidad de información tanto sobre la fecundidad acumulada a lo largo de la vida, obtenida a partir de preguntas sobre el número de hijos nacidos vivos, como sobre la fecundidad reciente obtenida a partir de una pregunta sobre nacimientos ocurridos durante el año a la entrevista o sobre la fecha del nacimiento más reciente, o a partir de datos del registro civil, permite una eficaz comprobación de la consistencia de estas dos fuentes al poder acumular las tasas recientes de fecundidad para compararlas con la paridez media. Tal comparación usa claramente tanto información relativa a cohortes como relativa a períodos, y resulta valiosa aun cuando no se espere que las dos sean consistentes debido a que la fecundidad no ha permanecido constante.

Esta comparación de la fecundidad acumulada durante toda la vida con la fecundidad reciente puede también permitir un método de ajuste en casos en que los datos se encuentren distorsionados por errores típicos. La información sobre hijos nacidos vivos está muchas veces perturbada por omisiones, pero estas omisiones, a veces de hijos que han fallecido o han abandonado el hogar paterno, son mayores en los datos relativos a mujeres de

[2] William Brass, *Uses of census or survey data for the estimation of vital rates.* (E/CN.14/CAS.4/V57), trabajo preparado para el Seminario Africano de Estadísticas Vitales, Addis Abeba, 14 a 19 de diciembre de 1964.

CUADRO 5. GUÍA ESQUEMÁTICA DEL CONTENIDO DEL CAPÍTULO II

| *Sección* | *Subsección y método* | *Tipo de datos empleados* | *Parámetros estimados* |
|---|---|---|---|
| B. Método de tipo Brass basado en la comparación de la fecundidad de un período con la paridez media declarada | B.2. Método *P/F* basado en datos sobre todos los hijos nacidos vivos | Hijos nacidos vivos clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre<br>Nacimientos en un año clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre<br>Mujeres por grupos quinquenales de edad Población total | Tasas ajustadas de fecundidad específicas por edad<br>Fecundidad global ajustada<br>Tasa de natalidad ajustada |
| | B.3. Método $P_1/F_1$: *primeros nacimientos* | Mujeres con al menos un hijo clasificadas por grupos quinquenales de edad<br>Primeros nacimientos en un año por grupos quinquenales de edad de la madre<br>Mujeres clasificadas por grupos quinquenales de edad | Tasas ajustadas de fecundidad de primeros nacimientos específicas por edad<br>Proporción de madres ajustada |
| | B.4. Método *P/F* para una cohorte hipotética intercensal | Hijos nacidos vivos clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre a partir de dos encuestas o censos distantes cinco o 10 años<br>Nacimientos en el año anterior a cada encuesta o censo clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre o, en su defecto, una estimación de las tasas de fecundidad por edades para el período entre las encuestas (a partir de datos del registro civil, por ejemplo)<br>Número de mujeres enumeradas por cada encuesta o censo, clasificadas por grupos quinquenales de edad | Tasas ajustadas de fecundidad específicas por edad para el período intercensal (o entre encuestas).<br>Fecundidad global ajustada para el período intercensal (o entre encuestas) |
| | B.5. Método *P/F* para cohortes verdaderas | Hijos nacidos vivos clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre a partir de un censo<br>Nacimientos registrados durante los 15 ó 20 años anteriores al censo, clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre<br>Mujeres clasificadas por grupos quinquenales de edad enumeradas por el censo que provee información sobre hijos nacidos vivos y por los censos realizados durante los 15 ó 20 años anteriores | Estimaciones del grado de cobertura del registro de nacimientos<br>Tasas ajustadas de fecundidad específicas por edad para los 15 ó 20 años anteriores al censo<br>Fecundidad global ajustada para el mismo período<br>Tasas de natalidad ajustadas para el mismo período |
| | B.6. Método *P/F* para cohortes hipotéticas intercensales utilizando nacimientos registrados | Hijos nacidos vivos clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre a partir de dos censos distantes cinco o 10 años<br>Nacimientos registrados durante cada uno de los años del período intercensal clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre<br>Mujeres clasificadas por grupos quinquenales de edad según cada censo<br>Población total según cada censo | Estimación del grado de cobertura del registro de nacimientos<br>Tasas ajustadas de fecundidad específicas por edad para el período intercensal<br>Fecundidad global intercensal ajustada<br>Tasa de natalidad intercensal ajustada |
| C. Estimación de la fecundidad específica por edad a partir de los incrementos de la paridez media de cohortes entre dos encuestas | C.2. Uso de los incrementos de paridez | Hijos nacidos vivos clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre a partir de dos encuestas o censos distantes cinco o 10 años<br>Mujeres clasificadas por grupos quinquenales de edad a partir de esos dos encuestas o censos | Tasas de fecundidad específicas por edad para el período entre los dos censos o encuestas<br>Fecundidad global ajustada para el período entre los dos censos o encuestas |
| D. Estimación de la fecundidad en base a información sobre hijos nacidos vivos clasificados por duración del matrimonio | D.2. Estimación del nivel de la fecundidad natural | Hijos nacidos vivos clasificados por grupos quinquenales de duración del matrimonio de la madre<br>Mujeres que han estado casadas alguna vez clasificadas por grupos quinquenales de duración del matrimonio | Tasas ajustadas de fecundidad marital específicas por edad<br>Tasas ajustadas de fecundidad específicas por edad<br>Fecundidad global ajustada<br>Tasa de natalidad ajustada |

CUADRO 5 (*continuación*)

| *Sección* | *Subsección y método* | *Tipo de datos empleados* | *Parámetros estimados* |
|---|---|---|---|
| | | Población femenina total clasificada por grupos quinquenales de edad y por estado civil (soltera, casada, viuda o divorciada)<br>Primera edad en la cual se da un número significativo de matrimonios<br>Población total | |
| | D.3. Método *P/F* para datos clasificados por duración del matrimonio | Hijos nacidos vivos clasificados por grupos quinquenales de duración del matrimonio de la madre<br>Nacimientos en un año clasificados por grupos quinquenales de duración del matrimonio<br>Mujeres que han estado casadas alguna vez clasificadas por grupos quinquenales de duración del matrimonio<br>Población total | Tasas ajustadas de fecundidad específicas por duración del matrimonio<br>Fecundidad marital global ajustada<br>Tasa de natalidad ajustada |

más edad; las declaraciones de las mujeres más jóvenes, hasta de 30 ó 35 años, son bastante más fiables. La información sobre la fecundidad reciente obtenida a partir de una pregunta acerca de los nacimientos ocurridos durante los 12 meses anteriores a una encuesta o censo puede verse distorsionada por una percepción errónea de la longitud del período de referencia, de tal modo que los nacimientos declarados correspondan a un período mal definido cuya extensión promedio puede ser superior o inferior a un año. Si la información sobre la fecundidad reciente procede de un sistema de registro civil, el nivel de las tasas de fecundidad declaradas podrá verse perturbado por omisiones generales. Si cabe suponer que tales errores en la información sobre la fecundidad reciente son aproximadamente constantes con respecto a la edad (hipótesis que resulta particularmente apropiada en el caso de errores de concepción del período de referencia), el patrón por edad de la fecundidad reciente observada podrá considerarse correcto aunque su nivel esté distorsionado.

La fecundidad reciente acumulada puede compararse con la fecundidad acumulada a lo largo de la vida por mujeres de menos de 30 ó 35 años con el fin de obtener un factor de ajuste para el nivel de las tasas de fecundidad reciente, que, una vez ajustadas, proporcionan una mejor estimación de la verdadera fecundidad reciente. Este ajuste será válido sólo si la fecundidad de las mujeres más jóvenes no ha cambiado apreciablemente, pues si lo hubiera hecho, no podría esperarse que su fecundidad a lo largo de la vida fuese consistente con la fecundidad reciente acumulada. Asimismo, cuando se manejan datos clasificados por grupos quinquenales de edad, las tasas recientes de fecundidad acumuladas proporcionan una estimación del número promedio de hijos nacidos vivas de mujeres que han alcanzado el límite superior de cada grupo de edad, mientras que los datos de paridez suministran una estimación del número promedio de hijos nacidos vivos de mujeres cuyas edades varían a través de todo el rango cubierto por el grupo de edad. Por lo tanto, se requiere un proceso de interpolación para asegurar que las cifras cubran tramos de edad comparables.

La esencia del procedimiento propuesto por Brass[3] para estimar la fecundidad es ajustar el patrón de la fecundidad por edades obtenido de información sobre nacimientos recientes según el nivel de fecundidad implícito en la paridez media de las mujeres en los grupos de edad 20 a 24, 25 a 29 y tal vez 30 a 34. Se han propuesto algunas variaciones del procedimiento original. En primer lugar, si el razonamiento expuesto anteriormente puede aplicarse a todos los nacimientos, también podrá usarse para nacimientos de un orden dado (primero, segundo, etc.); y las tasas de fecundidad por orden de nacimiento acumuladas serán comparables con las proporciones de mujeres que declaran haber tenido al menos tantos hijos como el orden considerado (uno, dos, etc.). Tal comparación puede ser particularmente reveladora en el caso de primeros nacimientos. Por otro lado, si se dispone de datos sobre hijos nacidos vivos a partir de dos censos o encuestas separados por cinco o 10 años, y es posible calcular la fecundidad promedio para el mismo período, deja de ser necesario suponer que la fecundidad se ha mantenido constante, ya que es posible estimar la paridez media que exhibiría una cohorte hipotética de mujeres si hubiera estado sujeta a la fecundidad implícita en los cambios intercensales de paridez y compararla con la paridez equivalente derivada de la fecundidad promedio intercensal. Por último, la hipótesis de que la fecundidad ha permanecido constante tampoco es necesaria si se dispone de información sobre la fecundidad vigente durante cada uno de 15 ó 20 años sucesivas, procedente generalmente del registro civil o de alguna otra fuente de datos. Las tasas de fecundidad derivadas de tales datos pueden acumularse para estimar la paridez de cohortes reales de mujeres y compararla con la paridez media declarada por mujeres en los distintos grupos de edad según un censo o encuesta referente al punto final del período considerado. En las secciones que sigue se describen a ilustran estas variaciones del método de Brass, después de describir la técnica original. Antes, sin embargo, se hacen algunos observaciones generales aplicables a todas las versiones examinadas.

[3] *Ibid.*

Las tasas de fecundidad calculadas a partir de datos observados se acumulan y se usan para estimar la paridez equivalente, *F*, que tendrían las mujeres en cada grupo de edad si hubieran estado sujetas a lo largo de su vida a las tasas observadas. Surgen dos problemas, sin embargo, para estimar un valor de *F* que sea comparable con la paridez media, *P*, declarada por las mujeres de cada grupo de edad. En primer lugar, como los datos de fecundidad se tabulan de ordinario por grupos quinquenales de edad, al acumular las tasas de fecundidad observadas y multiplicarlas por cinco se obtienen estimaciones de la paridez o fecundidad acumulada que las mujeres que experimentaron tales tasas tendrían al final de cada grupo quinquenal de edad (esto es, al alcanzar las edades exactas 20, 25, 30 años, etc., cuando se usan grupos convencionales de cinco años de edad). Estas estimaciones no son comparables con la paridez media calculada a partir de datos sobre hijos nacidos vivos ya que estos últimos reflejan la experiencia combinada de mujeres de diferentes edades exactas. Por tanto, es necesario algún procedimiento para estimar el promedio de la fecundidad acumulada o paridez dentro de cada grupo de edad a partir de la fecundidad acumulada hasta el límite superior de los grupos considerados. En segundo lugar, cuando el patrón de la fecundidad reciente se obtiene de una encuesta a partir de datos sobre nacimientos durante los 12 meses anteriores a la entrevista o sobre la fecha del parto más reciente, los nacimientos se tabulan generalmente según la edad de la madre al momento de la entrevista y no al momento del parto. Luego, si se supone que los nacimientos en un año dado se distribuyen uniformemente en el tiempo, las mujeres que dieron a luz durante los 12 meses anteriores a la encuesta, eran, en promedio, seis meses más jóvenes al momento del parto que al momento de la entrevista. Por lo tanto, las tasas de fecundidad específicas por edad calculadas a partir de los datos sobre los nacimientos ocurridas durante el año anterior a la encuesta clasificados por la edad de la madre al momento de la encuesta, corresponden a intervalos de edad no ortodoxos cuyos límites son (14,5, 19,5), (19,5, 24,5), ..., (44,5, 49,5), en lugar de a los intervalos usuales con límites (15, 20), (20, 25), ..., (45, 50). Cuando los datos sobre nacimientos usados para calcular la fecundidad reciente provienen del registro civil, este segundo problema no se presenta, ya que por lo general se espera que los nacimientos se registren cerca del momento en que ocurren y, por lo tanto, que la edad registrada de la madre sea la edad que tenía cuando dio a luz. Si se usan los nacimientos registrados, sin embargo, es importante excluir los registros tardíos ya que de otro modo pueden distorsionar seriamente el patrón de la fecundidad por edad.

Para solucionar el segundo problema planteado arriba, se ha diseñado un procedimiento de interpolación basado en patrones modelo de fecundidad que permite estimar la paridez equivalente (*F*) para los grupos quinquenales de edad normales a partir de la fecundidad acumulada. También se ha desarrollado un procedimiento similar que tiene en cuenta los efectos del medio año de desplazamiento en la edad de la madre y que produce las estimaciones deseadas de *F* (paridez equivalente). Por tanto, se dispone de dos variantes del procedimiento: la primera, adecuada para el caso en que las tasas de fecundidad han fido calculadas a partir de datos del registro civil, es decir, a partir de nacimientos tabulados según la edad de la madre al momento del parto; y otra, indicada para el caso en que las tasas de fecundidad han sido calculadas a partir de los nacimientos ocurridos durante un año y tabulados según la edad de la madre al final del mismo.

El método de Brass para estimar la fecundidad y las variantes presentadas en este capítulo pueden utilizarse en casos donde no existan errores serios en las declaraciones de edad. Es probable que su aplicación a poblaciones donde la edad se declara sin precisión arroje resultados sesgados. Además, las estimaciones de fecundidad obtenidas por la aplicación del método original a poblaciones en donde o bien la fecundidad marital o bien la edad al contraer matrimonio ha estado cambiando rápidamente en el pasado reciente podrán estar sesgadas, ya que dejaría de ser válido el supuesto de que el patrón "histórico" de la fecundidad implícita en la paridez media declarada es igual al patrón de la fecundidad reciente. Sin embargo, cuando el descenso de la fecundidad se debe sobre todo al uso efectivo de la anticoncepción en edades relativamente avanzadas, el método aquí descrito puede brindar resultados válidos si el factor de ajuste se selecciona en base a los grupos de edades más jóvenes (se recomienda 20 a 24).

### 2. *El método P/F basado en datos sobre todos los hijos nacidos vivos*

#### a) *Fundamento y justificación del método*

El método *P/F* original o método de Brass procura ajustar el nivel de las tasas observadas de fecundidad por edades, que se supone representan el verdadero patrón de la fecundidad, de acuerdo con el nivel de fecundidad indicado por la paridez media de mujeres en grupos de edad por debajo de los 30 ó 35 años, nivel que se supone es preciso. Los valores de la paridez equivalente, *F*, comparables a la paridez media declarada, *P*, se obtienen a partir de las tasas de fecundidad reciente mediante acumulación e interpolación (estos valores son, de hecho, sólo el promadio de la fecundidad acumulada hasta todas las edades que forman cada grupo). Los cocientes de la paridez media (*P*) respecto de la paridez equivalente estimada (*F*) se calculan para cada grupo de edad, y el promedio de los cocientes obtenidos para las mujeres más jóvenes se usa como factor de ajuste por el que se multiplican todas las tasas observadas de la fecundidad reciente. Nótese que los cocientes *P/F* se calculan generalmente para todos los grupos de edad entre los 15 y los 49 años aun cuando no todos los cocientes se usan para fines de ajuste. Esta práctica se recomienda porque el patrón de los cocientes con la edad puede revelar errores en los datos básicos o la existencia de cambios en la fecundidad. En las aplicaciones exitosas de este método, el patrón por edad de las tasas de la fecundidad reciente se combina con el nivel implícito en la paridez media de las mujeres más

jóvenes para obtener tasas de fecundidad ajustadas generalmente más fiables que cualquiera de las medidas de que se derivan.

b) *Datos requeridos*

Para aplicar este método se necesitan los siguientes datos:

*a*) El número total de hijos nacidos vivos clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre;

*b*) El número de hijos nacidos vivos durante el año anterior a la encuesta o censo por grupos quinquenales de edad de la madre o el número de nacimientos registrados en el año del censo, también clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre;

*c*) El número total de mujeres en cada grupo quinquenal de edad (todas las mujeres deben ser incluidas, sin importar su estado civil);

*d*) La población total si se desea estimar la tasa de natalidad.

c) *Procedimiento de cálculo*

Cada función usada en esta sección contiene un índice variable ($i$ o $j$) cuyos valores representan los grupos de edad considerados. El cuadro 6 indica la relación entre este índice y los grupos de edad.

CUADRO 6. CORRESPONDENCIA ENTRE ÍNDICES Y GRUPOS DE EDAD

| *Valor del índice i o j* (1) | *Grupo de edad* (2) |
|---|---|
| 0 | 10-14 |
| 1 | 15-19 |
| 2 | 20-24 |
| 3 | 25-29 |
| 4 | 30-34 |
| 5 | 35-39 |
| 6 | 40-44 |
| 7 | 45-49 |

A continuación se describen los pasos del procedimiento.

*Paso 1: cálculo de la paridez media declarada.* La paridez media declarada de mujeres en el grupo de edad $i$ se denota por $P(i)$. Su valor se obtiene dividiendo el número total de hijos nacidos vivos de mujeres en el grupo de edad $i$ entre el número total de mujeres en este grupo de edad (ya sean casadas o solteras, fecundas o no). Véase, sin embargo, la discusión en la subsección A.2 sobre el tratamiento de mujeres cuya paridez no fue declarada y el uso del método de ajuste propuesto por El-Badry (véase el anexo II).

*Paso 2: cálculo de tasas de fecundidad preliminares a partir de información sobre nacimientos en el año anterior o a partir de nacimientos registrados.* La tasa de fecundidad de las mujeres en el grupo de edad $i$ se denota por $f(i)$. Este valor se calcula para cada $i$ dividiendo el número de nacimientos ocurridos a mujeres del grupo de edad $i$ durante el año anterior a la entrevista entre el número total de mujeres (sin hijos o con ellos, casadas o no) en ese grupo de edad. En el caso de nacimientos registrados, los nacimientos por grupo de edad ocurridos durante un año de calendario deben dividirse por una estimación de la población femenina en los grupos de edad correspondientes a media dos del año dado (usualmente obtenida a partir de un censo).

*Paso 3: cálculo de la fecundidad acumulada para el año considerado.* Para calcular la fecundidad acumulada, denotada por $\phi(i)$, se suman las tasas de fecundidad calculadas en el paso 2, empezando por $f(1)$ (o por $f(0)$ si su valor no es cero) y terminando con $f(i)$. El valor de esta suma multiplicado por cinco es una estimación de la fecundidad acumulada hasta el límite superior del grupo de edad $i$. La definición formal de $\phi(i)$ es

$$\phi(i) = 5 \left\lfloor \sum_{j=0}^{i} f(j) \right\rfloor \qquad \text{(B.1)}$$

*Paso 4: estimación de la paridez equivalente para un período.* La paridez equivalente, $F(i)$, se estima por interpolación usando las tasas de fecundidad preliminares $f(i)$ y los valores de la fecundidad acumulada $\phi(i)$ calculados en los pasos previos. Se han propuesto varios procedimientos para llevar a cabo esta interpolación. Brass[4] usa un sencillo modelo polinómico de la fecundidad para calcular la relación entre la paridez media y la fecundidad acumulada de grupos sucesivos de edad para una gama de localizaciones del modelo con respecto a la edad. Coale y Trussell[5] proponen ajustar un polinomio de segundo grado a cada tres valores consecutivos de $\phi(i)$ y estimar la paridez equivalente de mujeres en el grupo de edad intermedio mediante el cálculo de la integral del polinomio; en una aplicación real, $F(i)$ se obtiene como sigue

$$F(i) = \phi(i-1) + af(i) + bf(i+1) \qquad \text{(B.2)}$$

donde $a$ y $b$ son constantes cuyos valores figuran en el cuadro 7 para $i = 1,2, \ldots, 6$. $F(7)$ se obtiene así

$$F(7) = \phi(6) + a^* f(6) + b^* f(7) \qquad \text{(B.3)}$$

y los valores de $a^*$ y $b^*$ también figuran en el cuadro 7. Un procedimiento algo más preciso se basa en el principio general en el que se funda la ecuación (B.2), pero permite a las constantes $a$ y $b$ variar con $i$. La ecuación de interpolación usada es

$$F(i) = \phi(i-1) + a(i)f(i) + b(i)f(i+1) + c(i)\phi(7) \qquad \text{(B.4)}$$

Los valores de los parámetros $a$, $b$ y $c$ se estimaron usando la regresión por mínimos cuadrados para ajustar la ecuación (B.4) a un gran número de casos simulados en base al modelo de fecundidad de Coale-Trussell[6]. Nótese que en la ecuación (B.4) se introduce un término constante adicional $c(i)\phi(7)$. Este término es, de hecho,

[4] *Ibid.*

[5] Ansley J. Coale y T. James Trussell, "Model fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human populations", *Population Index*, vol. 40, No. 2 (abril de 1974), págs. 185 a 258.

[6] *Ibid.*

CUADRO 7. COEFICIENTES PARA INTERPOLAR LA FECUNDIDAD ACUMULADA A FIN DE ESTIMAR LA PARIDEZ EQUIVALENTE

| *Grupo de edad* (1) | *Indice i* (2) | *Ecuación No.* (3) | *Coeficientes* a(i) (4) | b(i) (5) | c(i) (6) |
|---|---|---|---|---|---|
| a) *Tasas de fecundidad calculadas a partir de nacimientos en un período de 12 meses por edad de la madre al final del período* | | | | | |
| 15-19-40-44 | 1-6 | B.2 | 3.392 | −0.392 | - |
| 45-49 | 7 | B.3 | 0.392 | 2.608 | - |
| 15-19 | 1 | B.4 | 2.531 | −0.188 | 0.0024 |
| 20-24 | 2 | B.4 | 3.321 | −0.754 | 0.0161 |
| 25-29 | 3 | B.4 | 3.265 | −0.627 | 0.0145 |
| 30-34 | 4 | B.4 | 3.442 | −0.563 | 0.0029 |
| 35-39 | 5 | B.4 | 3.518 | −0.763 | 0.0006 |
| 40-44 | 6 | B.4 | 3.862 | −2.481 | −0.0001 |
| 45-49 | 7 | B.4 | 3.828 | 0.016[a] | −0.0002 |
| b) *Tasas de fecundidad calculadas a partir de nacimientos por edad de la madre al momento del parto* | | | | | |
| 15-19-40-44 | 1-6 | B.2 | 2.917 | −0.417 | - |
| 45-49 | 7 | B.3 | 0.417 | 2.083 | - |
| 15-19 | 1 | B.4 | 2.147 | −0.244 | 0.0034 |
| 20-24 | 2 | B.4 | 2.838 | −0.758 | 0.0162 |
| 25-29 | 3 | B.4 | 2.760 | −0.594 | 0.0133 |
| 30-34 | 4 | B.4 | 2.949 | −0.566 | 0.0025 |
| 35-39 | 5 | B.4 | 3.029 | −0.823 | 0.0006 |
| 40-44 | 6 | B.4 | 3.419 | −2.966 | −0.0001 |
| 45-49 | 7 | B.4 | 3.535 | −0.007[a] | −0.0002 |

[a] Este coeficiente se multiplica por $f(i-2)$, no por $f(i+1)$, esto es, por $f(6)$ en vez de $f(8)$.

un coeficiente estimado, $c(i)$, ponderado por la tasa observada de fecundidad global, $\phi(7)$. En teoría, la inclusión de un término constante en la ecuación (B.4) no es satisfactoria, ya que si $f(i)$ y $f(i+1)$ fuesen cero, $F(i)$ debería ser igual a $\phi(i-1)$. En la práctica, sin embargo, no se dan tales patrones degenerados de fecundidad, por lo que las restricciones impuestas por estas consideraciones teóricas no justifican la pérdida de flexibilidad que impondrían en la derivación del mejor ajuste posible a los datos simulados.

El cuadro 7 muestra los valores de los coeficientes necesarios para usar la ecuación (B.4). El cuadro se divide en dos partes: la primera presenta coeficientes que deben ser usados cuando las tasas de fecundidad se derivan de los nacimientos ocurridos durante los 12 meses anteriores a una encuesta y tabulados por edad de la madre al momento de la encuesta; y la segunda presenta coeficientes que deben usarse cuando las tasas de fecundidad se calculan a partir de nacimientos clasificados por edad de la madre al momento del parto.

*Paso 5: cálculo de tasas de fecundidad para grupos quinquenales de edad convencionales.* Cuando las tasas de fecundidad por edad se han calculado a partir de nacimientos en un período de 12 meses clasificados por la edad de la madre al final del período, corresponden a grupos de edad no convencionales desplazados seis meses. Se pueden estimar tasas de fecundidad para grupos de edad convencionales de cinco años ponderando las tasas relativas a los grupos de edad no convencionales usando las ecuaciones (B.5) y (B.6) y usando los coeficientes que figuran en el cuadro 8.

CUADRO 8. COEFICIENTES PARA EL CÁLCULO DE FACTORES DE PONDERACIÓN CON EL FIN DE ESTIMAR LAS TASAS DE FECUNDIDAD POR EDADES PARA GRUPOS DE EDAD CONVENCIONALES A PARTIR DE GRUPOS DE EDAD DESPLAZADOS SEIS MESES

| *Grupo de edad* (1) | *Indice i* (2) | *Coeficientes* x(i) (3) | y(i) (4) | z(i) (5) |
|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 0.031 | 2.287 | 0.114 |
| 20-24 | 2 | 0.068 | 0.999 | −0.233 |
| 25-29 | 3 | 0.094 | 1.219 | −0.977 |
| 30-34 | 4 | 0.120 | 1.139 | −1.531 |
| 35-39 | 5 | 0.162 | 1.739 | −3.592 |
| 40-44 | 6 | 0.270 | 3.454 | −21.497 |

Adviértase que cuando las tasas de fecundidad se han calculado a partir de nacimientos clasificados por edad de la madre cuando da a luz, este paso no es necesario:

$$f^{+}(i) = (1 - w(i-1))f(i) + w(i)f(i+1) \qquad \text{(B.5)}$$

donde $f(i)$ y $f^{+}(i)$ son respectivamente las tasas de fecundidad por edades desplazadas y convencionales; y el factor de ponderación, $w(i)$, se calcula así

$$w(i) = x(i) + y(i)f(i)/\phi(7) + z(i)f(i+1)/\phi(7) \qquad \text{(B.6)}$$

Los valores de $x(i)$, $y(i)$ y $z(i)$ se obtuvieron ajustando la ecuación (B.6) por regresión aplicada a los mismos casos simulados usados para obtener los coeficientes que se presentan en el cuadro 7. No se necesita ningún factor de ponderación para $i = 7$, ya que se supone que la procreación cesa después de los 50 años; y $f^{+}(7)$, por

tanto, es igual a $(1 - w(6))\ f(7)$. Los nacimientos declarados por mujeres menores de 15 años se pueden incluir entre los declarados por mujeres de 15 a 19 años.

*Paso 6: ajuste de las tasas de fecundidad de período.* Con las cantidades a que se ha llegado en los pasos 1 a 4, se calculan los cocientes $P(i)/F(i)$. Teóricamente, tales cocientes deberían ser bastante similares para diferentes valores de $i$, aunque si las mujeres de más edad omiten de modo creciente a hijos que han tenido, los cocientes tenderán a disminuir cuando la edad aumente (especialmente por encima de 30 ó 35 años). En la práctica, sin embargo, distan a menudo de ser constantes, incluso por debajo de los 35 años; y se puede estar satisfecho si $P(2)/F(2)$ y $P(3)/F(3)$ son razonablemente consistentes. Si tal es el caso puede utilizarse cualquiera de los dos como factor de ajuste de las tasas de fecundidad de período. Si no son casi idénticas, se recomienda usar una media ponderada de los dos (usando como ponderaciones el número de mujeres en los grupos de edad 20 a 24 y 25 a 29 en proporción a todas las mujeres de 20 a 29 años), o aún un simple promedio no ponderado de ellos. Sin embargo, si hay información que sugiere que la población está experimentando un descenso de la fecundidad que afecte sobre todo a mujeres en los grupos de más edad, se recomienda el valor de $P(2)/F(2)$ como factor de ajuste porque es menos probable que se vea afectado por el descenso. En general, deben descartarse $P(1)/F(1)$ debido a que es difícil estimar $F(1)$ con exactitud y los cocientes $P/F$ para grupos de edad superiores a los 30 años que no pueden considerarse fiables debido a las posibles omisiones de hijos. Naturalmente, cuanto más consistente sea el conjunto de cocientes obtenido, mayor confianza se puede tener en el factor de ajuste seleccionado. El modo en que varían los cocientes con la edad puede también revelar los tipos de problemas presentes. Por ejemplo, una reducción reciente de la fecundidad tenderá a producir una sucesión de cocientes $P/F$ que aumenta con la edad.

Una vez seleccionado el factor de ajuste (que se denota por $K$), se calculan las tasas de fecundidad ajustada multiplicando por él las tasas de fecundidad para los grupos de edad convencionales, $f^+(i)$, cuando las tasas se refieran originalmente a grupos de edad desplazados seis meses, o $f(i)$, cuando las tasas se refieran inicialmente a grupos de edad convencionales, para obtener valores ajustados, $f^*(i)$:

$$f^*(i) = Kf^+(i), \text{ or } f^*(i) = Kf(i) \qquad \text{(B.7)}$$

Una vez disponibles todos los valores de $f(i)$, se puede calcular la fecundidad global, $TF$, que se define como

$$TF = 5\left[\sum_{i=1}^{7} f^*(i)\right] \qquad \text{(B.8)}$$

Puede luego obtenerse una estimación de la tasa ajustada de natalidad multiplicando cada tasa de fecundidad ajustada por el número de mujeres en el grupo de edad pertinente para estimar número de nacimientos, sumando estos resultados para todas las edades y dividiendo luego su suma entre la población total.

El cálculo de éstos y otros parámetros se describe en el siguiente ejemplo.

d) *Un ejemplo detallado*

El cuadro 9 muestra los datos sobre el número de hijos nacidos vivos e hijos nacidos en el año anterior a la encuesta para mujeres que fueron entrevistadas durante una encuesta demográfica llevada a cabo en Bangladesh en 1974.

CUADRO 9. HIJOS NACIDOS VIVOS Y NACIMIENTOS EN EL AÑO ANTERIOR, POR GRUPO DE EDAD DE LA MADRE, BANGLADESH, 1974

| *Grupo de edad (1)* | *Número de mujeres (2)* | *Hijos nacidos vivos (3)* | *Nacimientos en el año anterior (4)* |
|---|---|---|---|
| 15-19 | 3 014 706 | 1 160 919 | 320 406 |
| 20-24 | 2 653 155 | 4 901 382 | 609 269 |
| 25-29 | 2 607 009 | 9 085 852 | 561 494 |
| 30-34 | 2 015 663 | 9 910 256 | 367 833 |
| 35-39 | 1 771 680 | 10 384 001 | 237 297 |
| 40-44 | 1 479 575 | 9 164 329 | 95 357 |
| 45-49 | 1 135 129 | 6 905 673 | 38 125 |

A continuación se indican los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de la paridez media declarada.* Los valores de la paridez media declarada, $P(i)$, se obtienen dividendo los números que figuran en la columna (3) (hijos nacidos vivos) del cuadro 9 entre los que aparecen en la columna (2) (número de mujeres). En el cuadro 10 se presentan los resultados; a continuación se ilustra de qué modo se obtuvo $P(3)$ (se recordará que el índice 3 se refiere al grupo de edad 25 a 29):

$$P(3) = (9{,}085{,}852/2{,}607{,}009) = 3.485.$$

En el caso de Bangladesh se dispone de datos para aplicar la corrección de El-Badry para los casos de no respuesta. El nivel estimado de no respuesta es tan bajo, sin embargo, que puede ignorarse. Por lo tanto, los datos sobre número de mujeres que figuran en la columna (2) del cuadro 9 incluyen a todas las mujeres, incluso a aquellas cuya paridez no fue declarada.

CUADRO 10. PARIDEZ MEDIA, TASAS DE FECUNDIDAD PRELIMINARES, Y FECUNDIDAD ACUMULADA POR GRUPOS DE EDAD DE LA MADRE, BANGLADESH, 1974

| *Grupo de edad (1)* | *Indice i (2)* | *Paridez media por mujer P(i) (3)* | *Tasa de fecundidad preliminares f(i) (4)* | *Fecundidad acumulada φ(i) (5)* |
|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 0.385 | 0.1063 | 0.5315 |
| 20-24 | 2 | 1.847 | 0.2296 | 1.6795 |
| 25-29 | 3 | 3.485 | 0.2154 | 2.7565 |
| 30-34 | 4 | 4.917 | 0.1825 | 3.6690 |
| 35-39 | 5 | 5.861 | 0.1339 | 4.3385 |
| 40-44 | 6 | 6.194 | 0.0644 | 4.6605 |
| 45-49 | 7 | 6.084 | 0.0336 | 4.8285 |

*Paso 2: cálculo de las tasas de fecundidad preliminares.* Los valores de estas tasas, denotadas por $f(i)$, se calculan dividiendo los rubros de la columna (4)

(nacimientos en el año anterior) del cuadro 9 entre aquéllos de la columna (2) (número de mujeres). El valor de $f(3)$, por ejemplo, se calcula de la siguiente manera:

$$f(3)=(561{,}494/2{,}607{,}009)=0.2154$$

En el cuadro 10 se presentan todos los valores de $f(i)$.

*Paso 3: cálculo de la fecundidad acumulada.* Los valores de $\phi(i)$, la fecundidad acumulada, se obtienen sumando los valores de $f(j)$, empezando con $j = 1$ y acabando con $j = i$, y multiplicando después esa suma por cinco (se usa este número porque se están considerando grupos quinquenales de edad). Los resultados finales se muestran en la columna (5) del cuadro 10. Por ejemplo, $\phi(4)$, se calcula así:

$$\phi(4)= 5(0.1063+0.2296+0.2154+0.1825$$
$$= 5(0.7338)=3.6690$$

*Paso 4: estimación de la paridez equivalente para un período.* Las tasas de fecundidad preliminares se calcularon a partir de los nacimientos en los 12 meses anteriores a la encuesta, tabulados por la edad de la madre en el momento de la encuesta; deben usarse, por lo tanto, coeficientes de la parte a) del cuadro 7 para estimar la paridez equivalente, $F(i)$, consistente con las tasas preliminares de período. A título de ilustración, se hace el cálculo de $F(1)$, $F(4)$ y $F(7)$ usando los valores de $\phi(i)$ y $f(i)$ que figuran en el cuadro 10 (los resultados completos se muestran en la columna (4) del cuadro 11):

CUADRO 11. PARIDEZ MEDIA, PARIDEZ EQUIVALENTE Y COCIENTES *P/F*, BANGLADESH, 1974

| *Grupo de edad* (1) | *Indice i* (2) | *Paridez media por mujer P(i)* (3) | *Paridez equivalente F(i)* (4) | *Cociente P/F P(i)/F(i)* (5) |
|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 0.385 | 0.237 | 1.624 |
| 20-24 | 2 | 1.847 | 1.209 | 1.528 |
| 25-29 | 3 | 3.485 | 2.338 | 1.491 |
| 30-34 | 4 | 4.917 | 3.323 | 1.480 |
| 35-39 | 5 | 5.861 | 4.094 | 1.432 |
| 40-44 | 6 | 6.194 | 4.503 | 1.376 |
| 45-49 | 7 | 6.084 | 4.789 | 1.270 |

$$F(1)=\phi(0)+a(1)f(1)+b(1)f(2)+c(1)\phi(7)$$
$$=0.0+(2.531)(0.1063)+(-0.188)(0.2296)+$$
$$(0.0024)(4.8285)=0.237;$$

$$F(4)=\phi(3)+a(4)f(4)+b(4)f(5)+c(4)\phi(7)$$
$$=2.7565+(3.442)(0.1825)+(-0.563)(0.1339)+$$
$$(0.0029)(4.8285)=3.323;$$

$$F(7)=\phi(6)+a(7)f(7)+b(7)f(6)+c(7)\phi(7)$$
$$=4.6605+(3.828)(0.0336)+(0.016)(0.0644)+$$
$$(-0.0002)(4.8285)=4.789$$

*Paso 5: cálculo de tasas de fecundidad para grupos quinquenales de edad convencionales.* Como lo que se está considerando ahora es un caso en el que los nacimientos del año anterior se tabularon por edad de la madre en el momento de la encuesta, las tasas preliminares de fecundidad, $f(i)$, tendrán que convertirse en tasas de fecundidad, $f^+(i)$, para grupos convencionales de cinco años de edad. La conversión se hace usando las ecuaciones (B.5) y (B.6). A continuación se presenta un ejemplo detallado del cálculo de $f^+(1)$, $f^+(4)$ y $f^+(7)$: todos los valores de $f^+$ figuran en el cuadro 12. Los totales de las columnas 3 y 4 del cuadro 12, que listan a $f$ (i) y $f^+$ (i), respectivamente, no coinciden exactamente debido a redondeo

$$(i=1)\quad w(1)=x(1)+y(1)f(1)/\phi(7)+z(1)f(2)/\phi(7)$$
$$=0.031+(2.287)(0.1063)/(4.8285)+$$
$$(0.114)(0.2296)/(4.8285)$$
$$=0.087$$
$$f^+(1)=(1.0)(0.1063)+(0.087)(0.2296)=0.1263$$

CUADRO 12. TASAS PRELIMINARES DE FECUNDIDAD DE PERÍODO, TASAS DE FECUNDIDAD PARA GRUPOS DE EDAD CONVENCIONALES, TASAS AJUSTADAS DE FECUNDIDAD Y NÚMERO ESTIMADO DE NACIMIENTOS, BANGLADESH, 1974

| *Grupo de edad* (1) | *Indice i* (2) | *Tasas de fecundidad preliminares f(i)* (3) | *Tasas de fecundidad para grupos de edad convencionales f⁺(i)* (4) | *Tasas de fecundidad ajustadas f*(i) = Kf(i) (K = 1.500)* (5) | *Número estimado de nacimientos b(i) = f(i)FPOP(i)* (6) |
|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 0.1063 | 0.1263 | 0.1895 | 571 287 |
| 20-24 | 2 | 0.2296 | 0.2323 | 0.3485 | 924 625 |
| 25-29 | 3 | 0.2154 | 0.2131 | 0.3197 | 833 461 |
| 30-34 | 4 | 0.1825 | 0.1784 | 0.2676 | 539 391 |
| 35-39 | 5 | 0.1339 | 0.1282 | 0.1923 | 340 694 |
| 40-44 | 6 | 0.0644 | 0.0595 | 0.0893 | 132 126 |
| 45-49 | 7 | 0.0336 | 0.0280 | 0.0420 | 47 675 |
| TOTAL | | 0.9657 | 0.9658 | 1.4489 | 3 389 259 |
| Fecundidad global | | 4.83 | 4.83 | 7.24 | |

$$(i=4)\quad w(4)=x(4)+y(4)f(4)/\phi(7)+z(4)f(5)/\phi(7)$$

$$=0.120+(1.139)(0.1825)/(4.8285)+$$

$$(-1.531)(0.1339)/(4.8285)$$

$$=0.121$$

$$f^{+}(4)=(1-w(3))f(4)+w(4)f(5)$$

$$=(0.889)(0.1825)+(0.121)(0.1339)$$

$$=0.1784$$

$$(i=7)\quad f^{+}(7)=(1-w(6))f(7)=(0.834)(0.0336)$$

$$=0.0280$$

*Paso 6: ajuste de las tasas de fecundidad de período.* El primer paso en la selección de un factor de ajuste $K$ para las tasas de fecundidad para grupos convencionales que se obtuvieron en el paso anterior consiste en calcular los cocientes $P/F$. Estos cocientes figuran en la columna (5) del cuadro 11.

A pesar de que tales cocientes muestran un descenso más bien pronunciado a partir de los 35 años, probablemente debido a omisiones de hijos nacidos vivos de mujeres mayores de 35 años, los cocientes para el tramo de edad crucial de 20 a 34 son bastante consistentes. Por lo tanto, el factor de ajuste se calcula como el promedio de los tres cocientes para ese tramo de edad:

$$K=(1.528+1.491+1.480)/3=1.500$$

Si los cocientes no hubieran sido tan consistentes, $K$ se habría calculado como el promedio ponderado de $P(2)/F(2)$ y $P(3)/F(3)$, siendo las ponderaciones las proporciones de mujeres en cada grupo de edad con respecto a las mujeres en ambos grupos. Como ilustración, en el ejemplo que se está considerando,

$$K^{*}=(1.528)(2,653,155)/(2,653,155+2,607,009)$$

$$+(1.491)(2,607,009)/(2,653,155+2,607,009)$$

$$=1.510$$

Las tasas ajustadas de fecundidad por edades para grupos convencionales de edad, $f^{*}(i)$ se obtienen multiplicando los valores de $f^{+}(i)$ por el factor de ajuste $K$. Los valores finales de $f^{*}$ (i) figuran en la columna (5) del cuadro 12.

La fecundidad global, $TF$, puede estimarse multiplicando la suma de las tasas ajustadas de fecundidad por edades, $f^{*}$ $(i)$, por cinco:

$$TF=5(1.4489)=7.24$$

La tasa ajustada de natalidad se obtiene calculando el número de nacimientos que se hubiesen producido en la población considerada si ésta estuviera sujeta a las tasas de fecundidad ajustadas y dividiendo el número total de nacimientos entre la población total. El número de nacimientos por edad figura en la columna (6) del cuadro 12. El número total de nacimientos es la suma de todos estos rubros; y ya que la población total considerada es 71.315.944, un valor ajustado de $b$ está dado por

$$b=3,389,259/71,315,944$$

$$=0.0475$$

Por último, la tasa de fecundidad general puede calcularse dividiendo el número total de nacimientos entre el número de mujeres consideradas (mujeres de 15 a 49 años):

$$GFR=3,389,259/14,676,917=0.2309$$

3. *Comparación de las tasas de fecundidad específicas para primeros nacimientos con la proporción declarada de madres*

a) *Fundamento y justificación del método*

La consistencia de la información sobre la fecundidad de período y la retrospectiva puede también cotejarse usando datos referentes sólo a los primeros nacimientos. De la misma manera que las tasas de fecundidad acumuladas basadas en todos los nacimientos son una medida estrechamente asociada con la paridez, las tasas de fecundidad acumuladas del primer nacimiento pueden considerarse como una medida de la probabilidad de haber tenido al menos un hijo al alcanzar el límite superior de edad usado en la acumulación. La consistencia de la información sobre la fecundidad de período y la correspondiente a toda la vida puede entonces evaluarse comparando las tasas de primeros nacimientos acumuladas e interpoladas para un período reciente con las proporciones de mujeres en cada grupo de edad que hayan declarado tener al menos un hijo. Si se supone que cualquier discrepancia entre esas dos medidas se debe a errores en la declaración de los hechos, más que a cambios en la fecundidad, es posible obtener un factor de ajuste y calcular tasas de fecundidad ajustadas y específicas para primeros nacimientos ajustada. Este método de ajuste es, en realidad, sólo un caso especial del método para todos los hijos descrito en la subsección B.2.

Desde el punto de vista del procedimiento de cálculo, ambos métodos son muy parecidos y existe también alguna similitud entre los supuestos en que se basan. Por ejemplo, los dos consideran que el tipo de fecundidad medida (primer hijo o todos los hijos) se ha mantenido constante en el pasado reciente y que los errores en la fecundidad de período son consecuencia de una percepción equivocada del período de referencia. No obstante, es de esperar que el método del primer hijo se vea menos afectado por cambios en la fecundidad marital que el método basado en datos sobre todos los hijos. Por lo general, cuando la reducción de la fecundidad se debe al creciente uso de anticonceptivos, ya sea para limitar el tamaño de la familia o bien para alargar los intervalos intergenésicos, los resultados del método del primer hijo no se verían afectados, e incluso si cesara la procreación

después del primer nacimiento, la comparación del primer hijo seguiría siendo válida. Todo cambio que afecte el patrón de ocurrencia de los primeros nacimientos, por otro lado, sesgaría los resultados obtenidos por este método. Por lo tanto, no se recomienda usarlo cuando haya indicaciones de cambios rápidos en la edad al contraer matrimonio o de modificaciones en el intervalo entre las nupcias y el comienzo de la procreación.

Otra ventaja del método del primer nacimiento es que se basa en datos que son probablemente más precisos. Por ejemplo, la información retrospectiva que usa es la proporción de mujeres que han tenido al menos un hijo. Tal proporción se ve sólo distorsionada por mujeres de paridez uno o mayor que declaran no tener hijos, o por mujeres de paridez cero que declaran tener paridez uno o mayor. No se ve afectada por el número efectivo de hijos declarados por esas mujeres y debería, por tanto, ser más fiable que la información equivalente usada por el método de todos los hijos (paridez media declarada). En particular, no debería ser afectada por la tendencia típica de mujeres de mayor edad a omitir algunos de los hijos que han tenido.

Por desgracia, el método del primer nacimiento no resuelve el problema principal, pues no produce un factor de ajuste para todos los nacimientos. Lógicamente, un factor de ajuste calculado a partir de datos sobre el primer nacimiento se aplica sólo a los primeros hijos. Para estimar un factor de ajuste aplicable a todos los nacimientos a partir de datos del primer nacimiento es necesario hacer supuestos adicionales sobre la relación entre los errores que afectan las declaraciones sobre primeros nacimientos y los que afectan la declaración de todos los posteriores. Aunque sería razonable suponer que errores en la percepción del período de referencia no se ven muy afectados por el orden de los nacimientos, otros tipos de error podrían variar con tal orden; y las tasas de fecundidad del primer nacimiento se verían relativamente infladas si demasiadas mujeres declararan que sólo han tenido un hijo. A este respecto, es importante señalar que, en el caso del método del primer nacimiento, los dos tipos de información que se usan (proporciones de madres y primeros nacimientos en un año) no son estrictamente independientes desde el punto de vista de los datos reunidos para producirlas. Así, un nacimiento ocurrido durante el año que interesa se identifica como "primero" sólo si la mujer informante declara también que su paridez es uno. Por ello, se necesita la respuesta tanto a la pregunta sobre todos los hijos tenidos como a la de los nacimientos en el año anterior para clasificar los datos utilizados. Por lo tanto, a diferencia del método basado en todos los nacimientos, los errores en la declaración de todos los hijos nacidos vivos pueden afectar las tasas estimadas de fecundidad del primer nacimiento, haciendo la comparación de las proporciones observadas de madres con la proporción que implican esas tasas algo menos satisfactoria.

A pesar de tales deficiencias, siempre que los datos requeridos para aplicar este método hayan sido tabulados, se recomienda su aplicación porque puede proporcionar indicaciones útiles sobre la calidad general de los datos considerados. Por ejemplo, ya que en la mayor parte de las poblaciones más del 90% de todas las mujeres acaban siendo madres, tasas de fecundidad de período para el primer nacimiento que impliquen una proporción menor de madres son sospechosas. Asimismo, como no más del 100% de todas las mujeres pueden convertirse en madres, factores de ajuste para las tasas de fecundidad del primer nacimiento que impliquen una proporción global de madres mayor que uno no pueden ser aceptados.

Por último, los cocientes $P/F$ calculados usando datos sobre todos los hijos son casi siempre mayores que los estimados sobre la base de información del primer nacimiento. Tal cosa puede explicarse por una tendencia a declarar con mayor precisión los primeros nacimientos recientes que aquellos de órdenes superiores o por la tendencia de mujeres cuyo primer hijo ha muerto a declarar un nacimiento ulterior y reciente como primero. Con todo, cualquiera que sea el mecanismo, siempre que el nivel de cobertura de las tasas de fecundidad del primer nacimiento sea mayor que el de las tasas de todos los nacimientos, parece seguro afirmar que ese nivel señala un límite superior para la cobertura de las segundas. En otros palabras, el factor de ajuste derivado de datos sobre primeros nacimientos puede considerarse, siempre que los cocientes $P_1/F_1$ sean, por término medio, menores que los de todos los nacimientos, como un límite inferior del factor de ajuste requerido por todos los nacimientos.

b) *Datos requeridos*

A continuación se describen los datos necesarios para aplicar este método:

*a*) Número de primeros nacimientos ocurridos en un año dado, obtenidos ya sea a partir de una encuesta o de un sistema de registro, clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre;

*b*) Número total de mujeres en edad reproductiva (normalmente entre 10 ó 15 y 50 años) clasificadas por grupos quinquenales de edad;

*c*) Número de mujeres en cada grupo de edad que han dado a luz al menos una vez durante su vida;

*d*) Tasa de natalidad declarada o suficiente información para calcularla (por ejemplo, número total de nacimientos en un año dado y población total en ese año).

c) *Procedimiento de cálculo*

Como se dijo antes, el procedimiento de cálculo es exactamente el mismo que el que se sigue para estimar un factor de ajuste para todos los nacimientos (véase subsección B.2 *c*)), excepto que los datos usados en este caso se refieren solamente a primeros nacimientos. Para ofrecer un cuadro completo, se resumen a continuación los pasos más importantes.

*Paso 1: cálculo de la proporción declarada de madres en cada grupo de edad.* Como en el método de todos los hijos, el índice $i = 1$ se refiere al grupo de edad 15 a 19, $i = 2$ al grupo de edad 20 a 24 y así sucesivamente (véase cuadro 6). La proporción de

madres en cada grupo, $P_1(i)$, se calcula dividiendo el número de mujeres que declararon haber tenido al menos un hijo entre el número total de mujeres en cada grupo de edad. Hay que tener en cuenta que en este caso $P_1(i)$ representa la proporción de mujeres en cada grupo de edad que han tenido al menos un hijo y es equivalente a la paridez media en el método de todos los hijos. Para el tratamiento de aquéllas cuya paridez no fue declarada en el cálculo de la proporción de madres en cada grupo de edad, véase la subsección A.2 y el anexo II sobre la corrección de El-Badry.

*Paso 2: cálculo de las tasas de fecundidad específicas para el primer nacimiento en un período.* Estas tasas $f_1(i)$ se calculan dividiendo el número de primeros nacimientos ocurridos en un año dado a mujeres del grupo de edad $i$ entre el número total de mujeres en ese grupo de edad.

*Paso 3: cálculo de la fecundidad específica para el primer nacimiento acumulada en un período.* La fecundidad acumulada, $\phi 1(i)$, es el quíntuplo de la suma de los valores de $f(j)$ desde el grupo de edades más jóvenes hasta e incluyendo el grupo de edad $i$, esto es,

$$\phi_1(i) = 5\sum_{j=0}^{i} f_1(j) \qquad \text{(B.9)}$$

*Paso 4: estimación de las proporciones equivalentes de mujeres con al menos un hijo a partir de información para un período.* Estas proporciones, denotadas por $F_1(i)$, se estiman interpolando e integrando la fecundidad acumulada $\phi_1(i)$. El procedimiento usado es el mismo que el que se describe en la subsección B.2 *c*) para el método basado en todos los nacimientos, con la salvedad de que las tasas de fecundidad del primer nacimiento reemplazan a las tasas de fecundidad usuales para todos los nacimientos. La forma general de la ecuación de interpolación es

$$F_1(i) = \phi_1(i-1) + a(i)f_1(i) + b(i)f_1(i+1) + c(i)\phi_1(7) \qquad \text{(B.10)}$$

Las constantes $a(i)$, $b(i)$ y $c(i)$ se presentan en el cuadro 7; si los nacimientos en un período de 12 meses han sido clasificados por edad de la madre al final del período, como suele ocurrir con los datos de censos o encuestas retrospectivas, deben usarse las constantes de la parte *a*) del cuadro; si los nacimientos en un período de 12 meses han sido clasificados por edad de la madre al momento del nacimiento, como sucede de ordinario con los datos de los registros, deben usarse los constantes de la parte *b*) del cuadro.

*Paso 5: cálculo de tasas, de fecundidad del primer nacimiento para grupos convencionales de edad de cinco años.* Cuando los nacimientos en un año se hayan tabulado por la edad de la madre al final del año, las tasas declaradas de fecundidad del primer nacimiento que se calcularon en el paso 2 se referirán a grupos de edad no convencionales aproximadamente seis meses menores que los grupos usuales. Pueden obtenerse tasas de primeros nacimientos para grupos de edad convencionales, $f_1^+(i)$, aplicando a las tasas declaradas las ecuaciones (B.5) y (B.6), con las constantes presentadas en el cuadro 8. En general, sin embargo, el interés por las tasas de fecundidad del primer nacimiento se limita a la prueba de consistencia descrita más adelante, por lo que no será casi nunca necesario convertir las tasas declaradas en tasas para grupos de edad convencionales.

*Paso 6: selección de un factor de ajuste para la fecundidad de período.* Se obtienen posibles factores de ajuste calculando los cocientes $P_1(i)/F_1(i)$. Se suele descartar $P_1(1)/F_1(1)$ porque el número de casos en el grupo 15 a 19 es pequeño, y el procedimiento de interpolación no es lo bastante flexible para reflejar adecuadamente rápidos cambios con la edad en la fecundidad de mujeres jóvenes. Cuando son correctos los supuestos de que la fecundidad relativa a los primeros nacimientos ha permanecido constante y de que las declaraciones son relativamente buenas, todos los valores de $P_1/F_1$ después del primero serán muy similares. Asimismo, como no se espera que la proporción de mujeres con al menos un hijo descienda con la edad, no hay motivo para preferir valores tempranos de $P_1/F_1$ a valores tardíos. Se recomienda, por tanto, que el factor de ajuste $K_1$ se calcule como el promedio de cualquier grupo de cocientes consistentes, si es que existe tal grupo. Tal factor de ajuste puede entonces multiplicarse por el $\phi_1(7)$ observado para obtener la proporción ajustada de mujeres que, según las tasas se convertirán en madres.

*Paso 7: ajuste de parámetros de fecundidad relativos a todos los nacimientos.* Usando el factor de ajuste calculado en el paso anterior, las tasas de natalidad y fecundidad general obtenidas a partir de todos los nacimientos declarados y la fecundidad global pueden multiplicarse por $K_1$ para obtener lo que puede interpretarse como límites inferiores de los valores verdaderos si parece que los primeros nacimientos se declaran mejor que todos los nacimientos (esto es, si los cocientes $P_1/F_1$ son menores que los cocientes $P/F$). En sentido estricto, la tasa de natalidad y la tasa de fecundidad general deberían calcularse ajustando primero las tasas de fecundidad por edad basadas en todos los nacimientos, multiplicándolas luego por el número de mujeres de cada grupo de edad para calcular el número correspondiente de nacimientos, acumulando los resultados, y dividiendo entonces por el denominador pertinente (la población total de mediados de año cuando se esté calculando una tasa de natalidad o la población femenina de 15 a 49 años si lo que interesa es la tasa general de fecundidad), aunque en la práctica la precisión que reportaría este procedimiento sería pequeña. También pueden calcularse las tasas ajustadas de fecundidad de primeros nacimientos, $f_1^*(i)$, multiplicando $f_1^+(i)$ (o $f_1(i)$ si se usan datos del sistema de registro civil) por $K_1$.

d) *Un ejemplo detallado*

El cuadro 13 muestra los datos obtenidos durante una encuesta demográfica efectuada en Bangladesh en 1974. Datos de la misma encuesta se usaron para ilustrar la aplicación del método de todos los hijos en la subsección B.2 *d*).

CUADRO 13. NÚMERO DE MUJERES, NÚMERO DE MUJERES CON AL MENOS UN HIJO Y NÚMERO DE PRIMEROS NACIMIENTOS DURANTE LOS 12 MESES ANTERIORES A LA ENCUESTA POR GRUPO DE EDAD, BANGLADESH, 1974

| *Grupo de edad* (1) | *Número de mujeres* (2) | *Número de mujeres que declararon al menos un hijo* (3) | *Primeros nacimientos durante los 12 meses anteriores a la encuesta* (4) |
|---|---|---|---|
| 15-19 | 3 014 706 | 854 760 | 224 716 |
| 20-24 | 2 653 155 | 2 092 845 | 153 140 |
| 25-29 | 2 607 009 | 2 416 367 | 37 050 |
| 30-34 | 2 015 663 | 1 926 214 | 6 306 |
| 35-39 | 1 771 680 | 1 716 374 | 2 180 |
| 40-44 | 1 479 575 | 1 425 415 | 0 |
| 45-49 | 1 135 129 | 1 090 567 | 192 |

Se describen a continuación los cálculos de este ejemplo.

*Paso 1: cálculo de la proporción declarada de madres.* La columna (3) del cuadro 14 muestra los valores de la proporción de madres, $P_1(i)$, obtenidos dividiendo los números que aparecen en la columna (3) (mujeres con al menos un hijo) del cuadro 13 entre los que figuran en la columna (2) (número total de mujeres). Así, por ejemplo, $P_1(2)$ se obtiene así:

$$P_1(2) = 2{,}092{,}845/2{,}653{,}155 = 0.789$$

*Paso 2: cálculo de las tasas de fecundidad específicas para el primer nacimiento en un período.* Las tasas de fecundidad de período, $f_1(i)$, para primeros nacimientos, se calculan dividiendo el número de primeras nacimientos en un año (que figuran en la columna (4) del cuadro 13) entre el número total de mujeres en cada grupo de edad (listado en la columna (2) del cuadro 13). A título de ejemplo, $f_1(3)$ se calcula así:

$$f_1(3) = 37{,}050/2{,}607{,}009 = 0.0142$$

En la columna (4) del cuadro 14 se presenta la serie completa de valores de $f_1(i)$.

CUADRO 14. PROPORCIÓN DE MUJERES CON AL MENOS UN HIJO, TASAS DE FECUNDIDAD DEL PRIMER NACIMIENTO DE PERÍODO Y FECUNDIDAD DEL PRIMER NACIMIENTO ACUMULADA, POR GRUPOS DE EDAD, BANGLADESH, 1974

| *Grupo de edad* (1) | *Indice* $i$ (2) | *Proporción de mujeres con al menos un hijo* $P_1(i)$ (3) | *Tasas de fecundidad observada del primer nacimiento* $f_1(i)$ (4) | *Fecundidad acumulada para el primer nacimiento* $\phi_1(i) = 5\sum_{j=1}^{i} f_1(j)$ (5) |
|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 0.284 | 0.0745 | 0.3725 |
| 20-24 | 2 | 0.789 | 0.0577 | 0.6610 |
| 25-29 | 3 | 0.927 | 0.0142 | 0.7320 |
| 30-34 | 4 | 0.956 | 0.0031 | 0.7475 |
| 35-39 | 5 | 0.969 | 0.0012 | 0.7535 |
| 40-44 | 6 | 0.963 | 0.0000 | 0.7535 |
| 45-49 | 7 | 0.961 | 0.0002 | 0.7545 |

*Paso 3: cálculo de la fecundidad específica para el primer nacimiento acumulada en un período.* La fecundidad acumulada, $\phi_1(i)$, se calcula sumando los $i$ primeros valores de $f_1(j)$ (que figuran en la columna (4) del cuadro 14) y multiplicando el resultado por cinco (ya que cada tasa de fecundidad se refiere a un grupo quinquenal de edad). A continuación se indica cómo se calcula:

$$\phi_1(2) = 5(0.0745 + 0.0577) = 0.6610$$

$$\phi_1(4) = 5(0.0745 + 0.0577 + 0.0142 + 0.0031) = 0.7475$$

Claro está, $\phi_1(4)$ también podría calcularse de la siguiente manera:

$$\phi_1(4) = \phi(3) + 5f_1(4) = 0.7320 + 5(0.0031) = 0.7475$$

Todos los valores de $\phi_1(i)$ figuran en la columna (5) del cuadro 14.

*Paso 4: estimación de las proporciones equivalentes de mujeres con al menos un hijo a partir de información de período.* Como los datos usados aquí se obtienen de una encuesta por muestreo y la edad registrada de la madre era, en término medio, seis meses mayor que su edad cuando nació su primer hijo, las constantes de la parte a) del cuadro 7 se sustituyen en la ecuación (B.10) para calcular las proporciones equivalentes de mujeres con al menos un hijo, $F_1(i)$. A continuación se ilustran los cálculos de $F_1(1)$, $F_1(3)$ y $F_1(7)$:

$$\begin{aligned} F_1(1) &= \phi_1(0) + a(1)f_1(1) + b(1)f_1(2) + c(1)\phi_1(7) \\ &= 0.0 + (2.531)(0.0745) + (-0.188)(0.0577) + \\ &\quad (0.0024)(0.7545) \\ &= 0.1795 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} F_1(4) &= \phi_1(3) + a(4)f_1(4) + b(4)f_1(5) + c(4)\phi_1(7) \\ &= 0.7320 + (3.442)(0.0031) + (-0.563)(0.0012) + \\ &\quad (0.0029)(0.7545) \\ &= 0.7442 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} F_1(7) &= \phi_1(6) + a(7)f_1(7) + b(7)f_1(6) + c(7)\phi_1(7) \\ &= 0.7535 + (3.828)(0.0002) + (0.016)(0.0) + \\ &\quad (-0.0002)(0.7545) \\ &= 0.7541 \end{aligned}$$

Adviértase que se supone que $\phi_1(0)$ es igual a cero al no disponerse de datos para mujeres menores de 15 años. Cuando se tengan datos para esas mujeres, $\phi_1(0)$ tendría que calcularse. Los valores de $F_1(i)$ figuran en la columna (4) del cuadro 15.

*Paso 5: cálculo de tasas de fecundidad del primer nacimiento para grupos de edad convencionales.* El procedimiento usado en el paso 5 del ejemplo sobre todos los nacimientos (subsección B.2 *d*)) podría repe-

CUADRO 15. PROPORCIONES DECLARADAS Y EQUIVALENTES DE MADRES, POR GRUPOS DE EDAD, Y COCIENTES $P_1/F_1$, BANGLADESH, 1974

| *Grupo de edad* (1) | *Indice i* (2) | *Proporción declarada de madres* $P_1$ (3) | *Proporción equivalente de madres* $F_1$ (4) | *Cociente* $P_1/F_1$ (5) |
|---|---|---|---|---|
| 15-19..... | 1 | 0.284 | 0.180 | 1.578 |
| 20-24..... | 2 | 0.789 | 0.566 | 1.394 |
| 25-29..... | 3 | 0.927 | 0.716 | 1.295 |
| 30-34..... | 4 | 0.956 | 0.744 | 1.285 |
| 35-39..... | 5 | 0.969 | 0.752 | 1.289 |
| 40-44..... | 6 | 0.963 | 0.753 | 1.279 |
| 45-49..... | 7 | 0.961 | 0.754 | 1.275 |

tirse aquí a fin de convertir las tasas de fecundidad declaradas del primer nacimiento para grupos de edad desplazados seis meses en tasas para grupos convencionales de edad, $f_1^+(i)$. Sin embargo, como las tasas de fecundidad del primer nacimiento carecen de valor intrínseco, el proceso de conversión no es, por lo general, necesario. Este paso se omite por tanto.

*Paso 6: selección de un factor de ajuste para la fecundidad de período.* Se calculan los cocientes entre proporciones retrospectivas, $P_1$, y proporciones equivalentes de período, $F_1$ de las madres en cada grupo de edad dividiendo los valores de $P_1$ en la columna (3) del cuadro 15 entre los de $F_1$ en la columna (4). Si se exceptúan los que corresponden a los dos primeros grupos de edad, los cocientes son muy consistentes; salvo esos dos, el promedio de los cinco cocientes restantes es 1,285. Adviértase que se han cumplido dos observaciones generales hechas antes acerca de los resultados obtenidos con el método sobre los primeros nacimientos: primero, los cocientes son más bien constantes cuando la edad aumenta, y segundo, los cocientes son, por lo general, inferiores a los obtenidos usando todos los nacimientos. Usando el cociente promedio calculado anteriormente como factor de ajuste $K_1$ para las tasas de fecundidad del primer nacimiento, y ajustando $\phi_1(7)$ por él, se obtiene una estimación de la proporción de mujeres que acabarían siendo madres igual a (1,285) (0,7545) = 0,970. Puesto que tal proporción no puede teóricamente exceder de 1,0 y en la práctica es siempre algo inferior por causa de la esterilidad, la proporción ajustada es tan alta como cabría esperar, o sea que el factor de ajuste estimado de 1,285 para los primeros nacimientos no podría ser mayor.

*Paso 7: ajuste de parámetros de fecundidad relativos a todos los nacimientos.* Como ya se dijo, si los primeros nacimientos resultan estar mejor declarados que todos los nacimientos, $K_1$ podría también usarse como un factor de ajuste conservador para parámetros obtenidos a partir de datos sobre todos los nacimientos. Los valores siguientes pueden por lo tanto considerarse como límites inferiores de los valores verdaderos:

$$b = (0.0313)(1.285) = 0.0402;$$

$$TF = (4.8285)(1.285) = 6.20;$$

$$GFR = (0.1519)(1.285) = 0.1952$$

En el caso de Bangladesh, estos valores son todos menores que los obtenidos en la subsección B.2 *d*) porque el factor de ajuste usado es considerablemente inferior. Se advertirá la diferencia pronunciada entre el factor de ajuste de los primeros nacimientos y el de todos los nacimientos. Como la información no apoya la existencia de un descenso de la fecundidad en Bangladesh que infle artificialmente los cocientes $P/F$ para todos los nacimientos, el hecho de que el factor de ajuste derivado de todos los nacimientos sea mayor que el obtenido de los primeros nacimientos sugiere que aquel es preferible como ajuste para la fecundidad global. No resulta posible establecer con certeza qué mecanismo o conjunto de mecanismos conduce a la gran diferencia entre los dos conjuntos de cocientes, aunque es probable que guarde relación con el hecho de que, como se indicó ya anteriormente, las tasas de fecundidad del primer nacimiento no son totalmente independientes de los datos sobre todos los hijos nacidos vivos. La interacción entre errores en los hijos nacidos vivos y los nacimientos declarados en el año anterior puede muy bien conducir a tasas de fecundidad del primer nacimiento que, como en este caso, parezcan ser más completas que las relativas a todos los nacimientos.

Por esto, en el caso de Bangladesh, deben preferirse los cocientes $P/F$ relativos a todos los nacimientos como base para ajustar las tasas de fecundidad, con la advertencia de que el factor de ajuste derivado de ellos no debe aplicarse a las tasas de fecundidad por orden de nacimiento. El método del primer hijo ha sido útil para establecer que los datos no son internamente tan consistentes como desearía y que el factor de ajuste obtenido para todos los nacimientos es aceptable, por que no es inconsistente con la demás información.

## 4. *Comparación de las tasas de fecundidad de un período con la paridez media de una cohorte hipotética*

### a) *Fundamento y justificación del método*

Antes se ha señalado que la estimación de un factor de ajuste para la fecundidad de un período basándose en la comparación de las tasas de fecundidad acumulada para el período con la paridez media a lo largo de la vida es únicamente válida si la fecundidad ha sido aproximadamente constante durante, más o menos, los 15 años anteriores al momento en que los datos fueron recogidos. Si la fecundidad ha ido cambiando, no puede esperarse que la fecundidad acumulada para el período sea igual a la fecundidad a lo largo de la vida; y un factor de ajuste calculado sobre la base de la comparación entre ambas reflejará no sólo posibles errores en los datos sino también los efectos de los cambios en el tiempo. Por ello, su uso para fines de corrección tenderá a oscurecer los efectos de tales cambios.

Una manera de evitar este problema es calcular la paridez media a partir de la fecundidad experimentada durante un determinado período y comparar esa paridez con la fecundidad media acumulada estimada a partir de datos de período. Se puede calcular la paridez adecuada, relativa a un período particular en lugar de a

la experiencia a lo largo de la vida, si se dispone de dos encuestas con datos sobre hijos nacidos vivos clasificados por edad de la madre; en tal caso, es posible construir la paridez media que mostraría una cohorte hipotética sujeta a la fecundidad intercensal a partir de los incrementos de paridez entre las encuentas para las cohortes verdaderas.

Cuando las encuestas distan entre sí cinco o 10 años las supervivientes de una cohorte de mujeres en la primera encuesta pueden ser identificadas en la segunda, y se puede calcular el cambio en la paridez media de la cohorte. La sucesión resultante de incrementos de paridez para diferentes cohortes durante el período entre las dos encuestas puede entonces acumularse para calcular la paridez media de una cohorte hipotética sujeta al nivel de fecundidad vigente durante ese período. En la sección C se examinan otros usos de la paridez media para cohortes hipotéticas. Nótese que en el cálculo de esta medida de fecundidad entre recuentos se supone que la mortalidad y la migración no tienen ningún efecto en las distribuciones de la paridez; esto es, se supone que la paridez media de las mujeres que murieron o migraron entre las encuestas no es sistemáticamente distinta de la paridez media de mujeres de edades comparables que están vivas y presentes al final del período.

Las tasas de fecundidad de período de las que se va a obtener la paridez equivalente para compararla con la paridez entre encuestas deberían, teóricamente, referirse a todo el período considerado. Pueden obtenerse tasas adecuadas si se dispone de nacimientos clasificados por edad de la madre para cada año calendario del período. En tal caso, pueden sumarse todos los nacimientos registrados durante el período en cada grupo de edad y calcularse tasas específicas de fecundidad para el período dividiendo los nacimientos entre el número de años-mujer vividos en cada grupo de edad, estimado a partir de la población femenina enumerada en los extremos del período. Un procedimiento más sencillo, y por lo general adecuado, es calcular las tasas de fecundidad por edades sólo para el primero y último año del período, y aproximar las tasas medias del período mediante el promedio aritmético de esas dos conjuntos. Cuando no se dispone de nacimientos registrados, pero ambas encuestas han recogido datos sobre nacimientos en el año anterior, pueden calcularse del mismo modo tasas de fecundidad para el período promediando las tasas observadas al principio y final del mismo. Cuando los nacimientos durante los 12 meses anteriores a cada encuesta se tabulan por edad de la madre al momento de la encuesta, las tasas de fecundidad observadas corresponderán a grupos de edad desplazados seis meses, y el análisis que se haga habrá de tener en cuenta ese hecho. Es importante, claro está, que los conjuntos de tasas de fecundidad que se promedian sean consistentes con respecto a la clasificación por edades; si no lo son, como por ejemplo si unas se refieren a grupos de edad desplazados seis meses y las otras no, hay que ajustar el primer conjunto antes de proseguir. Si no se dispone de tasas de fecundidad por edades para los extremos del período, es posible usar un conjunto de tasas relativas aproximadamente al punto medio del mismo. Hay que recordar que sólo el patrón de las tasas de fecundidad del período es importante al aplicar el método de Brass, por lo que si ese patrón fuera más o menos constante a lo largo del mismo, la fecha de referencia exacta de las tasas carecería de importancia.

Una vez calculadas la paridez y las tasas de fecundidad para el período entre encuestas, la acumulación e interpolación de las segundas y su comparación con la paridez media se hacen exactamente igual que en la subsección B.2 *c*) anterior.

b) *Datos requeridos*

A continuación se describen los datos necesarios para aplicar este método:

*a*) Número de hijos nacidos vivos clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre, obtenido de dos encuestas o censos distantes cinco o 10 años;

*b*) Número de nacimientos durante el año anterior a cada encuesta clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre, o nacimientos registrados por grupos quinquenales de edad de la madre para cada año calentario del período entre las encuestas (si se usan nacimientos registrados, se necesitará también la población femenina enumerada por censos en los extremos del período considerado);

*c*) Número de mujeres en cada grupo quinquenal de edad a partir de ambas encuestas o censos;

*d*) Si se desea calcular la tasa de natalidad, la población total enumerada por cada encuesta o censo.

c) *Procedimiento de cálculo*

Seguidamente se indican los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de la paridez media a partir de cada encuesta.* La paridez media obtenida de la primera encuesta se denota por $P(i, 1)$ y de la segunda encuesta por $P(i, 2)$. En ambos casos, se calcula la paridez dividiendo el número de hijos nacidos vivos de mujeres en el grupo de edad $i$ por el número total de mujeres en ese mismo grupo. Véase, sin embargo, la discusión hecha en la subsección A.2 sobre el tratamiento de mujeres cuya paridez no fue declarada y la posible aplicación de la correción de El-Badry.

*Paso 2: cálculo de la paridez media para una cohorte hipotética.* El cálculo de esta paridez dependerá de la longitud del intervalo entre las encuestas. Si es de cinco años, todas las supervivientes del grupo de edad $i$ en la primera encuesta pertenecerán al grupo de edad $i + 1$ en la segunda, y el incremento de paridez entre las encuestas para la cohorte correspondiente será igual a $P(i + 1, 2) - P(i, 1)$. Tales incrementos pueden calcularse para cada grupo de edad, y la paridez de la cohorte hipotética se obtiene acumulándolos sucesivamente. De este modo, si el incremento de paridez para la cohorte del grupo de edad $i$ en la primera encuesta se denota por $\Delta P(i+1)$, y la paridez del grupo de edad $i$ para la cohorte hipotética por $P(i, s)$ (donde la $s$ corresponde a "sintético"), se obtienen como sigue:

$$\Delta P(i+1) = P(i+1, 2) - P(i, 1) \text{ for } i = 1 \ldots 6 \qquad \text{(B.11)}$$

$$P(i, s) = \sum_{j=1}^{i} \Delta P(j) \qquad \text{(B.12)}$$

El incremento de paridez $\Delta P(i+1)$ para el grupo de edad más joven ($i = 0$) se considera igual a $P(1, 2)$. Si la fecundidad cambia con rapidez, ese valor de $\Delta P(1)$ reflejará tasas de períodos más bien cercanos a la segunda encuesta que al punto medio del intervalo, reflejando así un cambio ligeramente excesivo de la fecundidad.

Si el intervalo entre encuestas es de 10 años, las supervivientes de la cohorte inicial del grupo de edad $i$ en la primera encuesta serán, por lo tanto, las mujeres del grupo de edad $(i + 2)$ en la segunda; y la paridez de la cohorte hipotética se obtendrá acumulando dos sucesiones paralelas de incrementos de paridez. Una vez más, para los grupos de edad más jóvenes, se toma $\Delta P\,(1)$ igual a $P\,(1, 2)$ y $\Delta P\,(2)$ igual a $P\,(2, 2)$. Los demás incrementos de paridez se calculan de la siguiente manera

$$\Delta P(i+2) = P(i+2, 2) - P(i, 1) \text{ for } i = 1 \ldots 5 \qquad \text{(B.13)}$$

La paridez de la cohorte hipotética para grupos de edades pares se obtiene sumando los incrementos de paridez para grupos de edades pares, mientras que para los impares hay que sumar los incrementos de paridez de grupos impares. Así,

$$P(2, s) = \Delta P(2) = P(2, 2)$$

$$P(4, s) = \Delta P(2) + \Delta P(4)$$

y

$$P(6, s) = \Delta P(2) + \Delta P(4) + \Delta P(6)$$

mientras que

$$P(1, s) = \Delta P(1) = P(1, 2)$$

$$P(3, s) = \Delta P(1) + \Delta P(3)$$

$$P(5, s) = \Delta P(1) + \Delta P(3) + \Delta P(5)$$

y

$$P(7, s) = \Delta P(1) + \Delta P(3) + \Delta P(5) + \Delta P(7)$$

*Paso 3: cálculo de las tasas de fecundidad para el intervalo entre encuestas.* El método de cálculo de esas tasas, denotadas por $f\,(i)$, dependerá de los datos disponibles. Un procedimiento posible es calcular las tasas de fecundidad por edades relativas aproximadamente al primero y último años del período entre encuestas usando datos sobre el número de nacimientos durante el año anterior a cada encuesta. En tal caso, para cada encuesta se dividen los nacimientos de cada grupo quinquenal de edad de la madre entre el número declarado de mujeres en el mismo grupo de edad y se obtienen luego tasas de fecundidad por edades para el período entre encuestas calculando el promedio de cada par de tasas relativas a los extremos. Debido a las posibles incompatibilidades entre grupos de edad, es importante no combinar tasas obtenidas a partir de una pregunta sobre nacimientos en el año anterior con otras basadas en nacimientos registrados; se deben usar o bien fuentes consistentes de tasas de fecundidad o las tasas basadas en los nacimientos del año anterior deben ajustarse teniendo en cuenta que la clasificación por edades está desplazada seis meses (véase paso 5 de la subsección B.2 *c*)). Sólo cuando se haya asegurado compatibilidad mediante tal ajuste, es válido calcular promedios. Si no se dispone de datos sobre nacimientos clasificados por edad de la madre para los extremos del período entre encuestas, se pueden usar tasas de fecundidad por edades relativas aproximadamente a la mitad del período.

*Paso 4: cálculo de la fecundidad acumulada para la cohorte hipotética.* El cálculo de la fecundidad acumulada, denotada por $\phi(i)$, es exactamente igual al descrito en el paso 3 de la subsección B.2 *c*); su descripción no se repite aquí.

*Paso 5: estimación de la paridez equivalente para la cohorte hipotética.* La estimación de la paridez equivalente, denotada por $F(i)$, se lleva a cabo igual que en el paso 4 de la subsección B.1 *c*). Por ello, no se vuelve a describir aquí.

*Paso 6: cálculo de tasas de fecundidad para los grupos quinquenales de edad convencionales.* Este paso, que se omite cuando la fuente de datos sobre nacimientos es un sistema de registro civil, es exactamente igual al paso 5 descrito en la subsección B.2 *c*). La descripción no se repite.

*Paso 7: ajuste de las tasas de fecundidad del intervalo entre encuestas.* Este paso es exactamente el mismo que el paso 6 de la subsección B.2 *c*) y su descripción se omite.

d) *Un ejemplo detallado*

Los datos recogidos en Tailandia en 1960 y 1970 permiten aplicar la técnica de la cohorte hipotética. Los censos de ambos años publicaron datos sobre hijos nacidos vivos clasificados por edad de la madre, y se dispone de nacimientos registrados clasificados de la misma forma para 1960 y 1970 (años que son muy próximos a los extremos del período intercensal). Aunque el período intercensal no tiene una longitud exacta de 10 años las fechas de los censos fueron el 15 de abril de 1960 y el 1º de abril de 1970 se aproxima lo bastante como para que una cohorte en 1960 pueda identificarse como una cohorte 10 años mayor en 1970. En el cuadro 16 figuran los datos básicos necesarios y los pasos del cálculo se ilustran a continuación.

*Paso 1: cálculo de la paridez media a partir de cada encuesta.* La paridez media en los extremos del perío-

CUADRO 16. POBLACIÓN FEMENINA, HIJOS NACIDOS VIVOS Y NACIMIENTOS REGISTRADOS, POR GRUPOS DE EDAD DE LA MADRE, TAILANDIA, 1960 Y 1970

| Grupo de edad (1) | Población femenina | | Número de hijos nacidos vivos | | Número de nacimientos registrados | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1960 (2) | 1970 (3) | 1960 (4) | 1970 (5) | 1960 (6) | 1970 (7) |
| 15-19 | 1 236 294 | 1 885 371 | 88 610 | 246 839 | 49 799 | 95 532 |
| 20-24 | 1 204 153 | 1 361 717 | 1 038 074 | 1 353 569 | 238 243 | 299 335 |
| 25-29 | 1 046 464 | 1 143 377 | 2 402 581 | 2 754 376 | 250 736 | 267 369 |
| 30-34 | 869 876 | 1 077 088 | 3 290 345 | 4 112 920 | 183 152 | 213 814 |
| 35-39 | 679 940 | 957 607 | 3 388 799 | 4 866 424 | 119 887 | 154 439 |
| 40-44 | 563 812 | 766 332 | 3 232 209 | 4 537 467 | 49 348 | 63 259 |
| 45-49 | 482 966 | 597 454 | 2 855 997 | 3 656 488 | 10 356 | 12 745 |

do intercensal se calcula dividiendo el número de hijos nacidos vivos, que figura en las columnas (4) y (5), entre el número total de mujeres, que aparece en las columnas (2) y (3), para cada grupo de edad. Los resultados se listan en el cuadro 17. A título de ejemplo, la paridez media para el grupo de edad 2 a partir del censo de 1960, denotada por $P$ (2, 1), se obtiene así:

$$P(2, 1) = 1{,}038{,}074/1{,}204{,}153 = 0.8621,$$

y la paridez media para el grupo de edad 4 del censo de 1970, denotada por $P$ (4, 2) se obtiene como sigue:

$$P(4, 2) = 4{,}112{,}920/1{,}077{,}088 = 3.8186.$$

CUADRO 17. PARIDEZ MEDIA DECLARADA EN 1960 Y 1970, Y PARIDEZ DE LA COHORTE HIPOTÉTICA, POR GRUPOS DE EDAD, TAILANDIA

| Grupo de edad (1) | Paridez media | | Incremento de la paridez de cohortes verdaderas (4) | Paridez de la cohorte hipotética (5) |
|---|---|---|---|---|
| | 1960 (2) | 1970 (3) | | |
| 15-19 | 0.0717 | 0.1309 | (0.1309) | 0.1309 |
| 20-24 | 0.8621 | 0.9940 | (0.9940) | 0.9940 |
| 25-29 | 2.2959 | 2.4090 | 2.3373 | 2.4682 |
| 30-34 | 3.7825 | 3.8186 | 2.9565 | 3.9505 |
| 35-39 | 4.9840 | 5.0819 | 2.7860 | 5.2542 |
| 40-44 | 5.7328 | 5.9210 | 2.1385 | 6.0890 |
| 45-49 | 5.9135 | 6.1201 | 1.1361 | 6.3903 |

*Paso 2: cálculo de la paridez media para una cohorte hipotética.* El intervalo intercensal en el caso que se considera es de 10 años, así que se usará la segunda variante para obtener la paridez de la cohorte hipotética, empleando dos diferentes sumas de incrementos de paridez. La paridez de la cohorte hipotética para el grupo de edad $i$ se denota por $P(i, s)$. Los dos primeros valores se obtienen directamente de la paridez declarada en el segundo censo; así,

$$P(1, s) = \Delta P(1) = P(1, 2) = 0.1309$$

y

$$P(2, s) = \Delta P(2) = P(2, 2) = 0.9940$$

Los valores subsiguientes de $P(i, s)$ se obtendrán sumando ciertos incrementos de paridez por cohorte, una suma utilizando sólo los incrementos de grupos de edad impares y la otra sólo los pares. Los incrementos de paridez, indicados por $\Delta P(i)$ y que figuran en el cuadro 17, se calculan como sigue

$$\Delta P(i+2) = P(i+2, 2) - P(i, 1)$$

Así, por ejemplo, el incremento de paridez para $i = 5$ se calcula de este modo

$$\Delta P(5) = P(5, 2) - P(3, 1) = 5.0819 - 2.2959 = 2.7860$$

La paridez media de una cohorte intercensal hipotética se obtendrá entonces acumulando los incrementos de paridez de las cohortes verdaderas. Como el período intercensal es de 10 años, se requieren dos sumas: la paridez de los grupos de edad pares se calculará sumando los incrementos de paridez pares; mientras que para los grupos de edad impares habrá que sumar los incrementos de paridez impares. En la columna (5) del cuadro 17 figura la paridez media resultante; los dos ejemplos siguientes ilustran el procedimiento de cálculo:

$$P(3, s) = \Delta P(1) + \Delta P(3) = 0.1309 + 2.3373 = 2.4682;$$

$$P(6, s) = \Delta P(2) + \Delta P(4) + \Delta P(6)$$

$$= 0.9940 + 2.9565 + 2.1385$$

$$= 6.0890$$

*Paso 3: cálculo de las tasas de fecundidad intercensales.* El cuadro 16 muestra el número de nacimientos registrados en 1960 y 1970 clasificados por edad de la madre y también la población femenina enumerada por los censos de 1960 y 1970 y clasificada según los mismos grupos de edad. Las tasas de fecundidad por edades para 1960 y 1970 se obtienen dividiendo los nacimientos registrados de cada grupo de edad que figuran en las columnas (6) y (7), entre la población femenina de los mismos grupos de edad, que aparece en las columnas (2) y (3). En suma, si $f(i, 1)$ denota la tasa de fecundidad por edades del grupo de edad $i$ en 1960 y $f(i, 2)$ esa misma tasa en 1970;

$$f(2, 1) = 238{,}243/1{,}204{,}153 = 0.1979$$

y

$$f(4, 2) = 213{,}814/1{,}077{,}088 = 0.1985$$

En las columnas (2) y (3) del cuadro 18 se listan los valores de $f(i, j)$ para todos los grupos de edad. Las tasas de fecundidad para el período intercensal 1960-1970, $f(i)$, se obtienen luego sumando las tasas de 1960 y 1970 para cada grupo de edad, y dividiendo entre dos. En la columna (4) del cuadro 18 figuran los valores finales de $f(i)$. Los ejemplos siguientes ilustran el procedimiento de cálculo:

$$f(2) = (f(2, 1) + f(2, 2))/2$$

$$= (0.1979 + 0.2198)/2 = 0.2088$$

y

$$f(5) = (f(5, 1) + f(5, 2))/2$$

$$= (0.1763 + 0.1613)/2 = 0.1688$$

Hay que señalar que esta estimación del patrón de fecundidad intercensal, al ser sólo un promedio de los patrones observados en los extremos del período considerado, tiene un carácter aproximado. Si los patrones por edad de la fecundidad en los extremos son muy diferentes, es probable que hayan cambiado bastante durante el período intercensal; y se obtendría una mejor estimación del patrón de fecundidad intercensal promediando los patrones observados durante cada año del período o calculando directamente un patrón intercensal para el período sumando todos los nacimientos registrados durante el período para cada grupo de edad de la madre y dividiéndolos entre una estimación de los años-persona vividos por las mujeres en cada grupo de edad durante el mismo período. En el caso de Tailandia, las tasas de fecundidad por edades para 1960 y 1970 que figuran en el cuadro 18 son bastante similares y no sugieren la existencia de un cambio pronunciado en el patrón por edades de la fecundidad a lo largo del período intercensal, por lo que las estimaciones de $f(i)$ que presenta el cuadro 18 son adecuadas.

CUADRO 18. TASAS DE FECUNDIDAD POR EDADES EN 1960 Y 1970, Y TASAS DE FECUNDIDAD PARA EL PERÍODO INTERCENSAL, TAILANDIA

| | *Tasas de fecundidad por edades* | | |
|---|---|---|---|
| *Grupo de edad* (1) | *1960* $f(i,1)$ (2) | *1970* $f(i,2)$ (3) | *1960-1970* $f(i)$ (4) |
| 15-19 ..... | 0.0403 | 0.0507 | 0.0455 |
| 20-24 ..... | 0.1979 | 0.2198 | 0.2088 |
| 25-29 ..... | 0.2396 | 0.2338 | 0.2367 |
| 30-34 ..... | 0.2105 | 0.1985 | 0.2045 |
| 35-39 ..... | 0.1763 | 0.1613 | 0.1688 |
| 40-44 ..... | 0.0875 | 0.0825 | 0.0850 |
| 45-49 ..... | 0.0214 | 0.0213 | 0.0214 |

Las tasas de fecundidad para 1960 y 1970 se han calculado usando los nacimientos registrados durante cada año y la población femenina enumerada por cada censo. En sentido estricto, tales tasas deberían haberse calculado utilizando estimaciones de la población femenina a mediados de cada año, más bien que las poblaciones enumeradas por censos realizados en abril. Como las poblaciones a mediados de año serían ligeramente superiores a las enumeradas, las tasas de fecundidad calculadas usándolas como denominadores serían algo inferiores. Sin embargo, si se estimasen las poblaciones a mediados de año aplicando una misma tasa de crecimiento a la cifra de mujeres enumeradas en cada grupo de edad, las tasas de fecundidad resultantes serían simplemente múltiplos de las presentadas en el cuadro 18 y su patrón por edades no se vería afectado. Puesto que sólo este patrón es necesario para aplicar el método *P/F*, los resultados que produce no se verán afectados cualitativamente por la falta de ajuste en la población femenina, aunque, claro está, las estimaciones de la cobertura del registro de nacimientos obtenidas sólo serán válidas con respecto a la población realmente usada como denominador. En este caso, el uso de la población enumerada en lugar de la relativa a la mitad del año, aumentará las estimaciones de la cobertura sólo en un 0,75%.

*Paso 4: cálculo de la fecundidad acumulada para la cohorte hipotética.* Las tasas de fecundidad intercensales, $f(i)$, que figuran en la columna (4) del cuadro 18 se multiplican por la amplitud del grupo de edad al que se refieren y se suman sucesivamente para producir los valores de la fecundidad acumulada, $\phi(i)$. Como todos los grupos de edad en este caso tienen una longitud de cinco años, el proceso que se acaba de describir es equivalente al que se explica a continuación para $i = 2$ y 5, donde primero se procede a acumular los valores de $f(i)$ y luego se los multiplica por la longitud de los grupos de edad:

$$\phi(2) = 5(0.0455 + 0.2088) = 1.2715$$

$$\phi(5) = 5(0.0455 + 0.2088 + 0.2367 + 0.2045 + 0.1688)$$

$$= 5(0.8643) = 4.3215$$

En la columna (2) del cuadro 19 figura el conjunto completo de los valores de $\phi(i)$.

*Paso 5: estimación de la paridez equivalente para la cohorte hipotética.* Como en este caso la información sobre nacimientos por edad de la madre se obtuvo de un sistema de registro, es probable que la edad declarada de la madre sea la que tenía al momento de dar a luz. Por tanto, los valores de la paridez equivalente, $F(i)$, se calculan sustituyendo los coeficientes de la parte *b*) del cuadro 7 en la ecuación (B.4), que reviste la forma:

$$F(i) = \phi(i-1) + a(i)f(i) + b(i)f(i+1) + c(i)\phi(7).$$

Véase, a título de ejemplo,

$$F(3) = \phi(2) + (2.760)f(3) + (-0.594)f(4) +$$

$$(0.0133)\phi(7)$$

$$= 1.2715 + (2.760)(0.2367) + (-0.594)(0.2045) +$$

$$(0.0133)(4.8535)$$

$$= 1.8679$$

CUADRO 19. FECUNDIDAD ACUMULADA, PARIDEZ EQUIVALENTE, PARIDEZ DE LA COHORTE HIPOTÉTICA, COCIENTES $P/F$ Y TASAS DE FECUNDIDAD INTERCENSALES AJUSTADAS, TAILANDIA, 1960-1970

| *Grupo de edad* (1) | *Fecundidad acumulada* $\phi(i)$ (2) | *Paridez equivalente* $F(i)$ (3) | *Paridez de la cohorte hipotética* $P(i,s)$ (4) | *Cociente* $P/F$ $P(i,s)/F(i)$ (5) | *Tasa de fecundidad intercensal ajustada* $f^*(i)$ (6) |
|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 0.2275 | 0.0632 | 0.1309 | 2.071 | 0.0606 |
| 20-24 | 1.2715 | 0.7193 | 0.9940 | 1.382 | 0.2781 |
| 25-29 | 2.4550 | 1.8679 | 2.4682 | 1.321 | 0.3153 |
| 30-34 | 3.4775 | 2.9747 | 3.9505 | 1.328 | 0.2724 |
| 35-39 | 4.3215 | 3.9218 | 5.2542 | 1.340 | 0.2248 |
| 40-44 | 4.7465 | 4.5482 | 6.0890 | 1.339 | 0.1132 |
| 45-49 | 4.8535 | 4.8206 | 6.3903 | 1.326 | 0.0285 |

y

$$F(7) = \phi(6) + (3.535)f(7) + (-0.007)f(6) + (-0.0002)(4.8535)$$

$$= 4.7465 + (3.535)(0.0214) + (-0.007)(0.0850) + (-0.0002)(4.8535)$$

$$= 4.8206$$

Todos los valores de $F(i)$ figuran en la columna (3) del cuadro 19.

*Paso 6: cálculo de tasas de fecundidad para los grupos quinquenales de edad convencionales.* Este paso se omite porque en este caso la información sobre nacimientos por edad de la madre se obtuvo de un sistema de registro donde es probable que las mujeres declarasen la edad que tenían al momento del parto.

*Paso 7: ajuste de las tasas de fecundidad intercensales.* Se dispone ahora de valores comparables de $P(i)$ y $F(i)$ para el período 1960-1970, así que cabe calcular los cocientes $P/F$, para elegir entre ellos un factor de ajuste $K$. En la columna (3) del cuadro 19 figuran los valores de $F(i)$, en la columna (4) los de $P(i, s)$ tomados del cuadro 17 y en la columna (5) los de los cocientes $P(i, s)/F(i)$. Estos cocientes son razonablemente consistentes, exceptuando al primero cuyo valor sugiere la existencia de un registro menos completo de nacimientos con madres muy jóvenes; parte de esta omisión superior afecta al cociente $P/F$ para el segundo grupo de edad ya que depende de $\phi(1)$. Como casi todos los cocientes $P/F$ son consistentes, el modo en que se seleccione el factor de ajuste no tiene gran importancia; el promedio de los cocientes para los grupos de edad 3 a 6 es tan satisfactorio como cualquiera, por lo que

$$K = (1.321 + 1.328 + 1.340 + 1.339)/4.0 = 1.332$$

En la columna (6) del cuadro 19 se presentan las tasas de fecundidad ajustadas, $f(i)$, para el período 1960-1970. La fecundidad global puede estimarse, ya sea sumando los valores de $f^*(i)$ y multiplicando por cinco, o bien multiplicando $\phi(7)$ por $K$. En ambos casos, la estimación obtenida para $TF$ es 6,46, frente al valor sin ajustar de 4,85. $K$ es un factor de ajuste para los nacimientos registrados, por lo que su recíproco, $1/K$, es una estimación del grado de cobertura del registro de nacimientos, que resulta ser 75,1% (esta cobertura se mide con respecto a la población femenina enumerada por los censos). La tasa intercensal de natalidad puede estimarse sumando el total de nacimientos registrados durante los años 1960-1969, multiplicando el total por $K$, y dividiendo entre los años-persona vividos por la población completa entre 1960 y 1970.

### 5. *Comparación del número medio de nacimientos registrados por una cohorte de mujeres con la paridez media declarada por la misma cohorte*

#### a) *Fundamento y justificación del método*

La subsección B.4 presenta un método para comparar la paridez media declarada con la paridez equivalente derivado de tasas de fecundidad de un período sin necesidad de considerar constante a la fecundidad. El aspecto más importante de ese método es que la paridez media se calcula para un período más bien que para una serie de cohortes. Requiere, sin embargo, que se disponga de datos sobre hijos nacidos vivos provenientes de dos fuentes distantes cinco o 10 años entre sí. Si sólo existe una fuente de datos sobre hijos nacidos vivos o si el período entre las encuestas no es de cinco o 10 años, se puede usar un procedimiento alternativo que no depende de la hipótesis de fecundidad constante. Sin embargo, tal procedimiento requiere de una serie bastante larga de datos anuales sobre nacimientos registrados clasificados por edad de la madre, y se basa en el hecho de que la paridez media declarada se refiere a cohortes y es comparable con la paridez equivalente derivada de las tasas de fecundidad registradas para las cohortes pertinentes.

Si se consideran, por ejemplo, mujeres entre 30 y 34 años en algún censo, un año antes del censo tenían 29 a 33 años, 10 años antes del censo tenían 20 a 24 años y 20 años antes del censo tenían 10 a 14 años. Por lo tanto, si se supone que la procreación comienza efectivamente a los 15 años, todos los hijos nacidos vivos declarados por esas mujeres en el momento del censo reflejan la fecundidad experimentada por ellas a lo largo de los 20 años anteriores. Si se supone que la mortalidad y la migración son independientes de la fecundidad, y si es posible calcular las tasas de fecundidad para esos 20 años, puede construirse la paridez equivalente para cada cohorte y compararla con la paridez media declarada al

momento del censo. El uso de este método está indicado cuando existen datos sobre nacimientos provenientes de un sistema de registro civil, que es normalmente la única fuente de información que puede cubrir ininterrumpidamente un período de 20 años. Además, si se dispone de tasas de fecundidad a partir de otras fuentes para intervalos regulares de cinco años, no hay motivo para desaconsejar el uso de tales datos. La descripción aquí, sin embargo, se hace en términos de datos procedentes del registro civil.

La dificultad con que se tropieza al aplicar este enfoque general es que una cohorte representada por un grupo convencional de cinco años de edad en el momento del censo no constituiría un grupo convencional en todos los años anteriores. Por ejemplo, las mujeres de edad 30 a 34 en el momento del censo tendrían 29 a 33 años un año antes, 28 a 32 dos años antes y así sucesivamente. Si los nacimientos anuales fueran tabulados por años simples de edad de la madre, el problema no sería difícil, ya que podrían calcularse tasas de fecundidad anuales por años simples de edad y sumarse por cohortes con relativa facilidad. Los cálculos serían largos, sin embargo, y las declaraciones erróneas de la edad podrían tener efectos no desdeñables en las tasas de fecundidad, por lo que resulta conveniente contar con un procedimiento que pueda aplicarse a tasas relativas a los grupos convencionales de cinco años de edad. Este es el procedimiento que aquí se describe.

b) *Datos requeridos*

A continuación se describen los datos necesarios para aplicar este método:

*a*) Número de hijos nacidos vivos por grupos quinquenales de edad de la madre, obtenidos de un censo;

*b*) Nacimientos registrados por grupos quinquenales de edad de la madre para cada uno de los 15 ó 20 años anteriores al censo;

*c*) Número de mujeres en cada grupo de edad a partir del censo, y a partir de uno o más censos anteriores, para poder estimar la población femenina por grupos quinquenales de edad en cada uno de los 15 ó 20 años anteriores al último censo considerado.

c) *Procedimiento de cálculo*

Para el procedimiento de cálculo, se requieren los siguientes pasos.

*Paso 1: cálculo de la paridez media declarada.* La paridez media de cada grupo de edad a partir del último censo considerado, denotada por $P(i)$, se obtiene dividiendo el número de hijos nacidos vivos declarados por las mujeres de cada grupo de edad por el número total de mujeres del grupo respectivo. Véase, sin embargo, la discusión en la subsección A.2 acerca del tratamiento de mujeres cuya paridez no fue declarada y el uso de la corrección de El-Badry (descrita en el anexo II).

*Paso 2: estimación de la población femenina por grupos de edad para la mitad de cada año anterior al censo.* El procedimiento que hay que seguir para estimar la población fermenina por grupos de edad para mediados de cada uno de los 20 años considerados depende de las fechas de las enumeraciones censales disponibles, por lo que aquí no se hace más que un esbozo muy general del procedimiento sugerido. Se supone que las enumeraciones censales cubren aproximadamente los 20 años cuyas tasas de fecundidad van a ser acumuladas. La fecha de referencia de cada censo debe calcularse en términos de años, cuya parte decimal se obtiene dividiendo el número de días desde el 1° de enero hasta la fecha del censo entre 365, el número de días en un año. La tasa de crecimiento exponencial, $r(i)$, de cada grupo de edad $i$ se obtiene entonces dividiendo la diferencia entre los logaritmos naturales de la población femenina del grupo de edad $i$ en el segundo y primer censos por la longitud del período intercensal en años, tal como se indica en la ecuación (B.14):

$$r(i) = (\ln N(i, 2) - \ln N(i, 1))/(t_2 - t_1) \quad \text{(B.14)}$$

donde $N(i, j)$ es la población femenina del grupo de edad $i$ en el censo $j$; $t_1$ es la fecha del primer censo expresada en años con decimales; y $t_2$ es la fecha del segundo censo expresada del mismo modo. Los denominadores necesarios para calcular tasas de fecundidad anuales pueden entonces calcularse para mediados de cada año entre $t_1$ y $t_2$ expandiendo exponencialmente la población inicial del período mediante la ecuación (B.15):

$$N(i, \tau) = N(i, 1) \exp(r(i)(\tau + 0.5 - t_1)) \quad \text{(B.15)}$$

donde $N(i, \tau)$ es la población femenina del grupo de edad $i$ que se requiere como denominador para cada año calendario $\tau$.

El objetivo de este método es medir el grado de cobertura del registro de nacimientos, con miras a ajustar los nacimientos registrados durante un período reciente teniendo en cuenta las omisiones, y estimar así los niveles reales de la fecundidad. Deberían, pues, tenerse presentes los efectos de otros errores, tales como cambios en la cobertura de la enumeración censal a lo largo del tiempo, antes de acumular las tasas de fecundidad por edades para compararlas con la paridez media. Por ello, cuando haya información que sugiera cambios en la cobertura de la enumeración censal, será necesario ajustar los censos antes de calcular la población femenina usada como denominador. Nótese, sin embargo, que ajustes con respecto a la cobertura censal no son necesarios si todos los censos considerados tienen el mismo grado de cobertura.

*Paso 3: cálculo de las tasas de fecundidad por edades a partir de los nacimientos registrados durante los años anteriores al censo.* Las tasas de fecundidad por edades tienen que calcularse para años calendario, para que sea fácil después acumularlas hasta el final de cada año. Es poco probable que el censo que proporciona la paridez media tenga como fecha de referencia exactamente el final de año, pero afortunadamente la paridez media de un grupo de edad específico cambia con lentitud incluso cuando la fecundidad varía rápidamente. Podrá, por tanto, considerarse que la paridez a partir del censo se refiere al 31 de diciembre más

próximo a la fecha del censo, y las tasas registradas podrán acumularse hasta el fin del año pertinente. Así, si la fecha del censo es el 30 de junio o antes, las tasas de fecundidad registradas se acumularán hasta el final del año anterior mientras, que si la fecha del censo es posterior al 30 de junio, las tasas de fecundidad registradas se acumularán hasta el final del año en el que se realizó el censo.

Las tasas de fecundidad por edades se requieren para un total de 20 años. La tasa para el grupo de edad $i$ y el año $\tau$, $f(i, \tau)$, se calcula como

$$f(i, \tau) = B(i, \tau)/N(i, \tau) \qquad \text{(B.16)}$$

donde $B(i, \tau)$ es el número de nacimientos registrados en el año $\tau$ ocurridos a mujeres del grupo de edad $i$.

Si no se dispone de los nacimientos registrados por edad de la madre para algunos de los 20 años requeridos, la aplicación del método se verá sólo ligeramente afectada si se estiman las tasas faltantes a partir de las tasas vecinas. Por ejemplo, si no se dispone de nacimientos registrados para un año de la serie, las tasas de fecundidad para ese año pueden estimarse como el promedio de las tasas en los años anterior y posterior. O, si sólo se dispone de tasas de fecundidad para los últimos 16 de los 20 años requeridos, las tasas para el primer año disponible pueden repetirse para los cuatro años precedentes sin mucho peligro de introducir errores apreciables. Tal extrapolación resultará menos satisfactoria si se trata de años más recientes, ya que la imputación en este caso afectará a más grupos de edad, cubrirá probablemente más años del período de procreación máxima y casi seguramente no reflejará adecuadamente cualquier cambio en la fecundidad que haya tenido lugar recientemente.

*Paso 4: acumulación de la fecundidad registrada de diferentes cohortes femeninas para estimar la paridez equivalente.* Como ya se mencionó en el paso 3, se supone que la paridez media declarada se refiere exactamente al final de un año calendario, mientras que las tasas de fecundidad por edades calculadas a partir de los nacimientos registrados se refieren a cada año calendario en su totalidad. Por ello, las tasas de fecundidad por edades comprenderán la experiencia de procreación de dos cohortes femeninas cuando éstas se definen con respecto a la edad al final de un año de calendario. Habrá, por tanto, que desglosar las tasas de fecundidad por edades en dos partes, cada una relativa a una de las cohortes para las que se dispone de información sobre paridez, con el fin de estimar la paridez equivalente, $F(i)$. Por ejemplo, suponiendo que se dispone de la paridez media por grupos quinquenales de edad para el final del año $t$, las mujeres de 25 a 29 años al final del año $t$ tenían 24 a 28 años al principio del año $t$, por lo que durante el año $t$ su fecundidad acumulada se habría incrementado en casi toda la tasa de fecundidad del grupo de edad 25 a 29 en el año $t$ (pero no toda ella, puesto que algunas de las mujeres que tenían 29 años y que dieron a luz en el año $t$ tendrían 30 años al final del año) y en una pequeña parte de la tasa del grupo de edad de 20 a 24 años (para tener en cuenta los alumbramientos de aquellas mujeres que tenían 24 años al dar a luz y que ya tenían 25 al final del año). Si se supone que, dentro de cada grupo de edad, la distribución de mujeres por edad es uniforme y su fecundidad por edad es constante, el 90% de $f(3, t)$, tasa de las mujeres de 25 a 29 años, en el año $t$, y el 10% de $f(2, t)$ contribuirán a la fecundidad acumulada de mujeres de 25 a 29 años al final del año $t$. Las mismas mujeres habrían comenzado el año $t - 1$ con 23 a 27 años y lo habrían terminado con 24 a 28, por lo que su fecundidad acumulada habría tenido, respecto del caso anterior una contribución bastante mayor del grupo de edad 20 a 24 años y una bastante menor del grupo de edad 25 a 29; haciendo las mismas hipótesis que antes, la fecundidad acumulada de la cohorte aumentaría en 70% de $f(3, t - 1)$ y en 30% de $f(2, t - 1)$ durante el año $t - 1$. Nótese que las proporciones de estas tasas de fecundidad que no contribuyen a la cohorte de que se trate lo hacen a otra cohorte; por ejemplo, 30% de $f(3, t - 1)$ se suma a la fecundidad acumulada por la cohorte de 30 a 34 años de edad al final del año $t$, y 70% de $f(2, t - 1)$ se suma a la de la cohorte de 20 a 24 años. Este ejemplo muestra que la esencia del cálculo de la fecundidad acumulada de una cohorte estriba en separar por cohortes las tasas de fecundidad para cada grupo de edad y año de calendario y en sumar luego las porciones pertinentes.

Desgraciadamente, la sencilla hipótesis hecha antes sobre la constancia de la fecundidad dentro de cada grupo de edad no es satisfactoria para desglosar las tasas de fecundidad por edades para las mujeres más jóvenes; y como la experiencia de la fecundidad reciente de esas mujeres es de gran interés, se necesita un procedimiento de estimación alternativo. Fue Hill[7] quien ideó tal procedimiento, derivando un conjunto de factores de separación a partir del polinomio de fecundidad de Brass[8]. El conjunto de factores usados en cada caso dependerá de la configuración general del patrón de fecundidad por edades propuesto por Brass y de su localización específica en dicho caso. La ecuación general que define la fecundidad acumulada en términos de factores de separación y tasas anuales de fecundidad por edades es

$$F(i, t) = \sum_{j=1}^{i} \left[ \sum_{m=1}^{5} (s(m, j) f(j, t-k) + (1 - s(m, j-1)) f(j-1, t-k) \right] \qquad \text{(B.17)}$$

Donde $F(i, t)$ = fecundidad acumulada de mujeres del grupo de edad $i$ al final del año $t$

$s(m, j)$ = factores de separación para la localización $m$ del grupo de edad $j$;

$f(j, t, k)$ = tasa de fecundidad por edades para el grupo de edad $j$ en el año $t - k$, en donde $k = 5(j - 1 - i) + m$.

[7] Kenneth H. Hill, "Methods for estimating fertility trends using WFS and other data", *World Fertility Survey Conference: Record of Proceedings, Londres*, 7 a 11 de julio de 1980 (Voorburg, La Haya, Instituto Internacional de Estadística, 1981), vol. 3, págs. 455 a 508.

[8] William Brass, *Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data* (Chapel Hill, N.C., Carolina Population Center, Laboratories for Population Studies, 1975).

En el cuadro 20 figuran valores de $s(m, j)$, y su selección para cada año calendario $t$ dependerá del valor de $f(1, t)/f(2, t)$.

La ecuación (B.17) indica que la fecundidad acumulada de una cohorte al final del año $t$ es la suma de todas las porciones de las tasas de fecundidad registradas que corresponden a las mujeres de la cohorte. El número de años cubierto por la suma depende de la edad de la cohorte al final del año $t$. Los miembros de mayor edad del grupo de 15 a 19 años en el momento $t$ habrían alcanzado los 15 años al comienzo del año $t - 4$, por lo que si se supone que no hay procreación antes de los 15 años, la suma que se necesita sólo se calculará para los años que van desde $t - 4$ hasta $t$. Para el grupo de edad 30 a 34, por otra parte, hay procreación desde el año $t - 19$ hasta $t$, con lo que la suma comienza en el año $t - 19$ con una pequeña porción de la tasa de fecundidad por edades para las mujeres de 15 a 19 años y continúa a lo largo de 20 años, para acabar en el año $t$ con una gran proporción de la tasa para las mujeres de 30 a 34 años, además de una pequeña proporción de la tasa en el año $t$ para las mujeres de 25 a 29.

Para concluir, hay que señalar que aunque la forma de la ecuación (B.17) puede dar la impresión de que su aplicación es muy compleja, la idea básica en que reposa es bastante sencilla y si se arreglan las hojas de cálculo siguiendo el procedimiento descrito en el ejemplo detallado, los cálculos necesarios son largos pero no complicados.

*Paso 5: estimación del grado de cobertura del registro de nacimientos.* En el paso anterior se ha construido la fecundidad acumulada de una cohorte a partir de los nacimientos registrados, $F(i)$, que puede compararse con la paridez declarada de la cohorte, $P(i)$, en el censo final. Por tanto, el cociente $F(i)/P(i)$ proporciona una medida de la cobertura promedio del registro de los nacimientos ocurridos a mujeres de la cohorte $i$. Si el grado de cobertura del registro se ha mantenido aproximadamente constante a lo largo de un período de unos 15 años, los valores de los cocientes $F/P$ deberían ser muy similares para todas las cohortes y podría adoptarse el promedio de los cocientes para los grupos de edad 20 a 24, 25 a 29 y 30 a 34 como una estimación de la cobertura del registro de nacimientos durante ese período. O sea que su recíproco puede usarse como factor de ajuste para cualquiera de los patrones de fecundidad por edades calculados en el paso 3 o para todos ellos. Si la cobertura del registro de nacimientos ha mejorado con el tiempo, los cocientes $F/P$ para las cohortes más jóvenes serán superiores a los de las cohortes de más edad. En tal caso, el patrón de fecundidad más reciente (relativo al año del censo final) puede ajustarse con $P(2)/F(2)$, que es el cociente que refleja el nivel más reciente de cobertura: $P(1)/F(1)$ no

CUADRO 20. FACTORES DE SEPARACIÓN PARA DESGLOSAR LAS TASAS ANUALES DE FECUNDIDAD POR COHORTE

| *Grupo de edad de la tasa de fecundidad f(j) (1)* | *Edad de la cohorte al 31 de diciembre (2)* | *Indice m (3)* | *Factores de separación s(m, j) para f(1)/f(2) =* | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | *0,7 (4)* | *0,6 (5)* | *0,5 (6)* | *0,4 (7)* | *0,3 (8)* | *0,2 (9)* | *0,1 (10)* |
| 15-19 | 11-15 | 1 | 0.062 | 0.046 | 0.022 | 0.007 | - | - | - |
| | 12-16 | 2 | 0.196 | 0.180 | 0.127 | 0.065 | 0.013 | - | - |
| | 13-17 | 3 | 0.406 | 0.365 | 0.304 | 0.222 | 0.124 | 0.027 | - |
| | 14-18 | 4 | 0.626 | 0.593 | 0.544 | 0.474 | 0.378 | 0.239 | 0.040 |
| | 15-19 | 5 | 0.870 | 0.857 | 0.836 | 0.807 | 0.764 | 0.691 | 0.557 |
| 20-24 | 16-20 | 1 | 0.094 | 0.090 | 0.086 | 0.082 | 0.077 | 0.069 | 0.059 |
| | 17-21 | 2 | 0.288 | 0.279 | 0.270 | 0.261 | 0.249 | 0.233 | 0.209 |
| | 18-22 | 3 | 0.488 | 0.478 | 0.468 | 0.458 | 0.444 | 0.426 | 0.398 |
| | 19-23 | 4 | 0.693 | 0.684 | 0.677 | 0.668 | 0.657 | 0.642 | 0.619 |
| | 20-24 | 5 | 0.898 | 0.894 | 0.891 | 0.888 | 0.883 | 0.877 | 0.868 |
| 25-29 | 21-25 | 1 | 0.108 | 0.105 | 0.103 | 0.101 | 0.099 | 0.096 | 0.093 |
| | 22-26 | 2 | 0.320 | 0.314 | 0.309 | 0.304 | 0.299 | 0.293 | 0.285 |
| | 23-27 | 3 | 0.525 | 0.519 | 0.513 | 0.507 | 0.501 | 0.494 | 0.486 |
| | 24-28 | 4 | 0.723 | 0.717 | 0.713 | 0.708 | 0.703 | 0.698 | 0.690 |
| | 25-29 | 5 | 0.910 | 0.908 | 0.906 | 0.904 | 0.902 | 0.900 | 0.897 |
| 30-34 | 26-30 | 1 | 0.121 | 0.118 | 0.116 | 0.114 | 0.112 | 0.109 | 0.107 |
| | 27-31 | 2 | 0.351 | 0.344 | 0.338 | 0.334 | 0.329 | 0.324 | 0.318 |
| | 28-32 | 3 | 0.562 | 0.553 | 0.547 | 0.542 | 0.536 | 0.530 | 0.523 |
| | 29-33 | 4 | 0.752 | 0.746 | 0.741 | 0.736 | 0.731 | 0.727 | 0.721 |
| | 30-34 | 5 | 0.923 | 0.920 | 0.918 | 0.916 | 0.914 | 0.912 | 0.910 |
| 35-39 | 31-35 | 1 | 0.145 | 0.139 | 0.134 | 0.130 | 0.127 | 0.124 | 0.120 |
| | 32-36 | 2 | 0.404 | 0.390 | 0.380 | 0.371 | 0.364 | 0.356 | 0.349 |
| | 33-37 | 3 | 0.622 | 0.606 | 0.595 | 0.585 | 0.576 | 0.568 | 0.559 |
| | 34-38 | 4 | 0.801 | 0.788 | 0.779 | 0.771 | 0.764 | 0.758 | 0.750 |
| | 35-39 | 5 | 0.942 | 0.937 | 0.933 | 0.930 | 0.928 | 0.925 | 0.922 |
| 40-44 | 36-40 | 1 | 0.227 | 0.198 | 0.181 | 0.169 | 0.159 | 0.151 | 0.143 |
| | 37-41 | 2 | 0.577 | 0.517 | 0.482 | 0.456 | 0.435 | 0.417 | 0.399 |
| | 38-42 | 3 | 0.805 | 0.745 | 0.707 | 0.680 | 0.657 | 0.636 | 0.617 |
| | 39-43 | 4 | 0.933 | 0.893 | 0.866 | 0.845 | 0.828 | 0.812 | 0.797 |
| | 40-44 | 5 | 0.989 | 0.977 | 0.967 | 0.960 | 0.953 | 0.947 | 0.941 |

debe usarse en general como factor de ajuste debido a la dificultad intrínseca en aproximar $F(1)$ con exactitud. Cuando los cocientes $F/P$ indican que la cobertura ha estado cambiando a lo largo del tiempo, no existe una base obvia para ajustar los patrones de fecundidad relativos a años anteriores.

d) *Un ejemplo detallado*

Los datos que se requieren para aplicar el método descrito en esta sección están disponibles para Tailandia para los años anteriores a 1970. El cuadro 21 presenta los nacimientos registrados clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre para el período 1949-1969 (sólo figuran los nacimientos para mujeres de menos de 35 años, ya que la acumulación de la fecundidad por cohortes se lleva a cabo sólo hasta la cohorte de mujeres de edad 30 a 34 al final del período). Aunque no se indica, algunos de los nacimientos registrados no pudieron ser clasificados de acuerdo a la edad de la madre por carecerse de tal información. Por lo tanto, surge el problema de cómo tratar esos nacimientos. Si su proporción respecto de todos los nacimientos registrados no es grande y no cambia mucho con el tiempo, la diferencia introducida al distribuirlos igual que los nacimientos con edad conocida de la madre será pequeña. Por ello, el procedimiento más sencillo es excluirlos del análisis, en cuyo caso las estimaciones que se obtengan de la cobertura del registro se referirán solamente a los nacimientos con edad conocida de la madre. Si los nacimientos con edad de la madre sin especificar constituyen una proporción sustancial de todos los nacimientos registrados, o si su proporción cambia con el tiempo, es probable que su redistribución y suma a los nacimientos de mujeres de edad conocida afecten los resultados; como de ordinario no hay una base adecuada para determinar cómo debería hacerse su redistribución con respecto a la edad de la madre, el procedimiento más seguro es excluirlos del análisis. En el cuadro 21, así se ha hecho. En el cuadro 22 figura la población femenina enumerada por los censos de 1947, 1960 y 1970, y el número de hijos nacidos vivos clasificados por edad de la madre a partir del censo de 1970.

A continuación se indican los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de la paridez media declarada.* La paridez media por grupo de edad de la madre, $P(i)$, se calcula para 1970 con los datos que figuran en el cuadro 22 dividiendo el número declarado de hijos nacidos vivos en cada grupo de edad (columna (5)) entre el número total de mujeres de cada grupo de edad en 1970 (columna (4)). En la columna (6) del cuadro 22 figuran los resultados para cada grupo de edad; por ejemplo,

$$P(4) = (4{,}112{,}920/1{,}077{,}088) = 3.819$$

*Paso 2: estimación de la población femenina por grupos de edad para la mitad de cada año anterior al censo.* En el cuadro 22 figuran las fechas de referencia de los censos de población de 1947, 1960 y 1970. Estas fechas pueden convertirse en años decimales calculando el número de días entre el principio del año y la fecha del censo y dividiéndolo por 365 (o 366 en un año bisiesto). La fecha de referencia del censo de 1947 fue el 23 de mayo de 1947. Hay 31 días en enero, 28 en febrero (29 en un año bisiesto), 31 en marzo, 30 en abril, y en este caso, se necesitan 23 de los 31 días de mayo. La porción decimal de la fecha del censo es así (31 + 28 + 31 + 30 + 23)/365, o 143/365 = 0,392. Por tanto, la fecha decimal es 1947,392. Como 1960 fue un año bisiesto, la porción decimal de la fecha del censo de ese año es (31 + 29 + 31 + 25)/366 = 0,317, y la fecha completa es 1960,317. La fecha del censo de 1970 es 1970,249.

CUADRO 21. NACIMIENTOS REGISTRADOS POR GRUPOS QUINQUENALES DE EDAD DE LA MADRE, TAILANDIA, 1950-1969

| Año (1) | Grupo de edad 15 a 19 (2) | 20 a 24 (3) | 25 a 29 (4) | 30 a 34 (5) |
|---|---|---|---|---|
| 1950 | 32 352 | 139 307 | 131 729 | 101 258 |
| 1951 | 31 422 | 140 562 | 137 998 | 107 652 |
| 1952 | 31 083 | 150 681 | 141 402 | 104 569 |
| 1953 | 35 097 | 172 015 | 160 075 | 110 508 |
| 1954 | 38 528 | 189 795 | 182 055 | 125 260 |
| 1955 | 40 323 | 196 868 | 185 435 | 127 204 |
| 1956 | 44 611 | 216 365 | 207 804 | 143 083 |
| 1957 | 44 160 | 210 923 | 208 855 | 147 567 |
| 1958 | 43 607 | 209 405 | 212 248 | 153 627 |
| 1959 | 45 445 | 224 553 | 235 221 | 170 281 |
| 1960 | 49 799 | 238 243 | 250 736 | 183 152 |
| 1961 | 51 048 | 239 183 | 253 566 | 181 700 |
| 1962 | 53 686 | 246 039 | 265 988 | 196 153 |
| 1963 | 57 335 | 253 232 | 277 504 | 205 771 |
| 1964 | 64 153 | 270 198 | 299 972 | 231 271 |
| 1965 | 75 314 | 265 482 | 289 760 | 227 407 |
| 1966 | 81 238 | 260 053 | 274 279 | 215 850 |
| 1967 | 84 833 | 268 539 | 277 377 | 222 601 |
| 1968 | 92 338 | 295 524 | 288 379 | 234 962 |
| 1969 | 91 788 | 285 713 | 267 990 | 215 613 |

CUADRO 22. POBLACIÓN TOTAL Y POBLACIÓN FEMENINA DE 15 A 34 AÑOS, POR GRUPOS DE EDAD, PARA LOS CENSOS DE LOS AÑOS 1947, 1960 Y 1970; HIJOS NACIDOS VIVOS PARA 1970 Y POBLACIÓN AJUSTADA EN 1970, TAILANDIA

| Grupo de edad (1) | Población femenina enumerada 23 de mayo de 1947 (2) | 25 de abril de 1960 (3) | 1 de abril de 1970 (4) | Hijos nacidos vivos 1970 (5) | Paridez media, 1970 (6) | Población femenina ajustada, 1970 (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 979 613 | 1 236 294 | 1 885 371 | 246 839 | 0.131 | 1 979 640 |
| 20-24 | 792 366 | 1 204 153 | 1 361 717 | 1 353 569 | 0.994 | 1 429 803 |
| 25-29 | 638 334 | 1 046 464 | 1 143 377 | 2 754 376 | 2.409 | 1 200 546 |
| 30-34 | 570 842 | 869 876 | 1 077 088 | 4 112 920 | 3.819 | 1 130 942 |
| POBLACIÓN TOTAL | 8 681 257 | 13 103 767 | 17 273 512 | | | 18 137 188 |

En este punto, deberían aplicarse todos los ajustes necesarios para mejorar la consistencia del grado de cobertura de las enumeraciones censales. La aplicación de un método que se describe en el capítulo IX sugiere que la enumeración del censo de 1970 fue aproximadamente 5% menos completa que la del censo de 1960, por lo que las cifras brutas del censo de 1970 que aparecen en la columna (4) del cuadro 22 han sido multiplicadas por un factor de 1,05 y figuran en la columna (7) del mismo cuadro. Los censos de 1947 y 1960 parecen haber logrado aproximadamente el mismo grado de cobertura. Así, se considera que las columnas (2), (3) y (7) del cuadro 22 muestran un conjunto bastante consistente de datos de población.

Las tasas de crecimiento de la población por edades se calculan entonces para ambos períodos intercensales usando la ecuación (B.14) y las fechas decimales de los censos obtenidas antes. Así, para el período 1947-1960 y para la población femenina de 15 a 19 años ($i = 1$):

$$r(1) = [\ln(1{,}236{,}294) - \ln(979{,}613)]/[1960.317 - 1947.392]$$

$$= [14.02763 - 13.79491]/12.925$$

$$= 0.01801$$

Las tasas de crecimiento para todos los grupos de edad considerados y para ambos períodos intercensales figuran en el cuadro 23; se advertirá que son más bien variables, sugiriendo diferencias en los errores que afectan las declaraciones de edad o fluctuaciones por edades en el grado de cobertura de la enumeración. Sin embargo, aparte de señalar la posibilidad de errores, no es mucho más lo que se puede hacer.

Las poblaciones a mediados de año usadas como denominadores pueden calcularse ahora para cada edad, de 1950 a 1969, aplicando la ecuación (B.15). Algunos ejemplos pondrán en claro el procedimiento. Se necesita la población femenina de 15 a 19 años a mediados de 1950 (esto es, en 1950,5 en términos decimales). La tasa de crecimiento para el grupo de 15 a 19 años entre 1947 y 1960 es de 0,01801, y el período desde el censo de 1947 hasta mediados de 1950 es 1950,5 − 1947,392 años.

CUADRO 23. TASAS DE CRECIMIENTO POR EDADES DE LA POBLACIÓN FEMENINA, 1947-1960 Y 1960-1970; DESPUÉS DE UN AJUSTE, TAILANDIA

| *Grupo de edad* (1) | *Indice i* (2) | *Tasa de crecimiento de la población femenina* | |
|---|---|---|---|
| | | *1947-1960* (3) | *1960-1970* (4) |
| 15-19 | 1 | 0.01801 | 0.04740 |
| 20-24 | 2 | 0.03238 | 0.01729 |
| 25-29 | 3 | 0.03824 | 0.01383 |
| 30-34 | 4 | 0.03259 | 0.02643 |

Por lo tanto, la población femenina estimada en 1950,5, $N(1, 1950)$, se obtiene de la población del censo de 1947, $N(1, 1947)$, como sigue:

$$N(1, 1950) = N(1, 1947)\exp((0.01801)(1950.5 - 1947.392))$$

$$= (979{,}613)\exp((0.01801)(3.108))$$

$$= (979{,}613)(1.05757)$$

$$= 1{,}036{,}009$$

Para 1959 y el grupo de 25 a 29 años,

$$N(3, 1959) = N(3, 1947)\exp((0.03824)(1959.5 - 1947.392))$$

$$= (638{,}334)(1.588849)$$

$$= 1{,}014{,}216$$

Para 1960, sin embargo, se usaría la tasa de crecimiento 1960-1970:

$$N(3, 1960) = N(3, 1960)\exp((0.01383)(1960.5 - 1960.317))$$

$$= (1{,}046{,}464)(1.002534)$$

$$= 1{,}049{,}116$$

Las poblaciones estimadas a mediados de año figuran en el cuadro 24. Adviértase que, en aras de la claridad, los cálculos se han efectuado con un número de dígitos significativos superior al que se requiere realmente. Para aumentar la eficiencia del cálculo, se podría trabajar con sólo cuatro dígitos significativos, redondeando a miles las poblaciones femeninas.

*Paso 3: cálculo de las tasas de fecundidad por edades a partir de los nacimientos registrados.* Las tasas de fecundidad por edades para cada año se calculan dividiendo el número de nacimientos registrados para cada grupo de edad de la madre (cuadro 21) por la población femenina estimada para el correspondiente grupo de edad a mediados del año considerado (cuadro 24). Así, la tasa de fecundidad para el grupo de 15 a 19 años en 1950 se calcula así:

$$f(1, 1950) = B(1, 1950/N(1, 1950)$$

$$= 32{,}352/1{,}036{,}009$$

$$= 0.0312$$

Análogamente, la tasa para las mujeres que tenían 25 a 29 años en 1960 se calcula como sigue:

$$f(3, 1960) = B(3, 1960)/N(3, 1960)$$

$$= 250{,}736/1{,}049{,}116$$

$$= 0.2390$$

Todos los valores de $f(i, j)$ figuran en el cuadro 25. Para el período 1960-1969, se presentan también las tasas de

CUADRO 24. POBLACIÓN FEMENINA ESTIMADA A MEDIADOS DE CADA AÑO, POR GRUPOS DE EDAD, TAILANDIA, 1950-1969

| Año (1) | Grupos de edad | | | |
|---|---|---|---|---|
| | 15 a 19 (2) | 20 a 24 (3) | 25 a 29 (4) | 30 a 34 (5) |
| 1950..... | 1 036 009 | 876 258 | 718 892 | 631 692 |
| 1951..... | 1 054 838 | 905 095 | 746 915 | 652 618 |
| 1952..... | 1 074 008 | 934 882 | 776 030 | 674 237 |
| 1953..... | 1 093 526 | 965 649 | 806 280 | 696 573 |
| 1954..... | 1 113 399 | 997 428 | 837 710 | 719 648 |
| 1955..... | 1 133 633 | 1 030 254 | 870 364 | 743 488 |
| 1956..... | 1 154 235 | 1 064 159 | 904 291 | 768 117 |
| 1957..... | 1 175 211 | 1 099 181 | 939 541 | 793 562 |
| 1958..... | 1 196 568 | 1 135 355 | 976 165 | 819 851 |
| 1959..... | 1 218 313 | 1 172 719 | 1 014 216 | 847 010 |
| 1960..... | 1 247 065 | 1 207 969 | 1 049 116 | 874 094 |
| 1961..... | 1 307 599 | 1 229 036 | 1 063 726 | 897 504 |
| 1962..... | 1 371 071 | 1 250 471 | 1 078 539 | 921 541 |
| 1963..... | 1 437 625 | 1 272 280 | 1 093 559 | 946 222 |
| 1964..... | 1 507 409 | 1 294 469 | 1 108 788 | 971 564 |
| 1965..... | 1 580 581 | 1 317 045 | 1 124 229 | 997 585 |
| 1966..... | 1 657 304 | 1 340 015 | 1 139 885 | 1 024 303 |
| 1967..... | 1 737 752 | 1 363 385 | 1 155 760 | 1 051 736 |
| 1968..... | 1 822 105 | 1 387 163 | 1 171 855 | 1 079 904 |
| 1969..... | 1 910 552 | 1 411 355 | 1 188 174 | 1 108 826 |

CUADRO 25. TASAS DE FECUNDIDAD POR EDADES CALCULADAS A PARTIR DE NACIMIENTOS REGISTRADOS Y DE LA POBLACIÓN FEMENINA A MEDIADOS DE CADA AÑO, TAILANDIA, 1950-1969

| Año (1) | Grupos de edad | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 15 a 19 (2) | 20 a 24 (3) | 25 a 29 (4) | 30 a 34 (5) | 35 a 39 (6) | 40 a 44 (7) | 45 a 49 (8) |
| 1950..... | 0.0312 | 0.1590 | 0.1832 | 0.1603 | - | - | - |
| 1951..... | 0.0298 | 0.1553 | 0.1848 | 0.1650 | - | - | - |
| 1952..... | 0.0289 | 0.1612 | 0.1822 | 0.1551 | - | - | - |
| 1953..... | 0.0321 | 0.1781 | 0.1985 | 0.1586 | - | - | - |
| 1954..... | 0.0346 | 0.1903 | 0.2173 | 0.1741 | - | - | - |
| 1955..... | 0.0356 | 0.1911 | 0.2131 | 0.1711 | - | - | - |
| 1956..... | 0.0386 | 0.2033 | 0.2298 | 0.1863 | - | - | - |
| 1957..... | 0.0376 | 0.1919 | 0.2223 | 0.1860 | - | - | - |
| 1958..... | 0.0364 | 0.1844 | 0.2174 | 0.1874 | - | - | - |
| 1959..... | 0.0373 | 0.1915 | 0.2319 | 0.2010 | - | - | - |
| 1960..... | 0.0399 | 0.1972 | 0.2390 | 0.2095 | 0.1751 | 0.0870 | 0.0213 |
| 1961..... | 0.0390 | 0.1946 | 0.2384 | 0.2025 | 0.1626 | 0.0796 | 0.0197 |
| 1962..... | 0.0392 | 0.1968 | 0.2466 | 0.2129 | 0.1753 | 0.0855 | 0.0216 |
| 1963..... | 0.0399 | 0.1990 | 0.2538 | 0.2175 | 0.1803 | 0.0876 | 0.0219 |
| 1964..... | 0.0426 | 0.2087 | 0.2705 | 0.2380 | 0.1965 | 0.0935 | 0.0228 |
| 1965..... | 0.0476 | 0.2016 | 0.2577 | 0.2280 | 0.1884 | 0.0926 | 0.0235 |
| 1966..... | 0.0490 | 0.1941 | 0.2406 | 0.2107 | 0.1736 | 0.0874 | 0.0238 |
| 1967..... | 0.0488 | 0.1970 | 0.2400 | 0.2117 | 0.1717 | 0.0869 | 0.0247 |
| 1968..... | 0.0507 | 0.2130 | 0.2461 | 0.2176 | 0.1795 | 0.0906 | 0.0234 |
| 1969..... | 0.0480 | 0.2024 | 0.2255 | 0.1945 | 0.1591 | 0.0824 | 0.0225 |

fecundidad por edades para mujeres de 35 a 39 años, 40 a 44 y 45 a 49. Estas tasas no son necesarias para aplicar el método que se describe aquí, pero sí para emplear el que se describe en la subsección B.6.

*Paso 4: acumulación de la fecundidad registrada de diferentes cohortes femeninas para estimar la paridez equivalente.* Algunas de las tasas de fecundidad por edades que figuran en el cuadro 25 no son necesarias para acumular la fecundidad de las cohortes que interesan, ya que reflejan en su totalidad la procreación de cohortes mayores que la de 30 a 34 años en 1970; específicamente, las tasas por encima de la línea punteada no son necesarias y han sido calculadas en parte para completar el cuadro y en parte porque serán usadas en la subsección B.6. Todas las tasas por debajo de la línea, sin embargo, tienen que dividirse entre dos cohortes para estimar la paridez equivalente, $F(i)$; y las porciones correspondientes a cada cohorte han de acumularse por separado. Una forma conveniente de aplicar este procedimiento es trabajar con períodos quinquenales. En el cuadro 26 se ilustra la manera recomendada de hacer los cálculos. El período de 20 años considerado se divide en cuatro subperíodos de cinco años cada uno; dentro de cada período, cada año se identifica por un valor del índice $m$ comprendido entre 1 y 5, que indica la localización de las cohortes con respecto a los grupos de edad usados para definir las tasas de fecundidad por edades. Así para 1969, $m$ es igual a 5; y las cohortes

CUADRO 26. CÁLCULO DE LA PARIDEZ EQUIVALENTE PARA DIFERENTES COHORTES FEMENINAS, TAILANDIA, 1950-1969

| Grupos de edad | | | Año | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | 1965 | 1966 | 1967 | 1968 | 1969 | |
| | | -k = | -4 | -3 | -2 | -1 | 0 | |
| | | m = | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | Suma |
| i | j | f(1)/f(2) = | 0,2361 | 0,2524 | 0,2477 | 0,2380 | 0,2372 | - |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| | | | a) 1965-1969 | | | | | |
| 1 | 1 | $f(1)$ | 0.0476 | 0.0490 | 0.0488 | 0.0507 | 0.0480 | - |
| | | $s(m,1)$ | 0.0000 | 0.0070 | 0.0730 | 0.2920 | 0.7180 | - |
| | | Cohorte 1 | 0.0000 | 0.0003 | 0.0036 | 0.0148 | 0.0345 | 0.0532 |
| | | Cohorte 2 | 0.0476 | 0.0487 | 0.0452 | 0.0359 | 0.0135 | 0.1909 |
| 2 | 2 | $f(2)$ | 0.2016 | 0.1941 | 0.1970 | 0.2130 | 0.2024 | - |
| | | $s(m,2)$ | 0.0720 | 0.2410 | 0.4350 | 0.6480 | 0.8790 | - |
| | | Cohorte 2 | 0.0145 | 0.0468 | 0.0857 | 0.1380 | 0.1779 | 0.4629 |
| | | Cohorte 3 | 0.1871 | 0.1473 | 0.1113 | 0.0750 | 0.0245 | 0.5452 |
| 3 | 3 | $f(3)$ | 0.2577 | 0.2406 | 0.2400 | 0.2461 | 0.2255 | - |
| | | $s(m,3)$ | 0.0970 | 0.2960 | 0.4970 | 0.7000 | 0.9010 | - |
| | | Cohorte 3 | 0.0250 | 0.0712 | 0.1193 | 0.1723 | 0.2032 | 0.5910 |
| | | Cohorte 4 | 0.2327 | 0.1694 | 0.1207 | 0.0738 | 0.0223 | 0.6189 |
| 4 | 4 | $f(4)$ | 0.2280 | 0.2107 | 0.2117 | 0.2176 | 0.1945 | - |
| | | $s(m,4)$ | 0.1100 | 0.3270 | 0.5330 | 0.7290 | 0.9130 | - |
| | | Cohorte 4 | 0.0251 | 0.0689 | 0.1128 | 0.1586 | 0.1776 | 0.5430 |
| | | Cohorte 5 | 0.2029 | 0.1418 | 0.0989 | 0.0590 | 0.0169 | 0.5195 |
| 5 | 5 | $f(5)$ | 0.1884 | 0.1736 | 0.1717 | 0.1795 | 0.1591 | - |
| | | $s(m,5)$ | 0.1100 | 0.3270 | 0.5330 | 0.7290 | 0.9130 | - |
| | | Cohorte 5 | 0.0207 | 0.0568 | 0.0915 | 0.1309 | 0.1453 | 0.4452 |
| | | Cohorte 6 | 0.1677 | 0.1168 | 0.0802 | 0.0486 | 0.0138 | 0.4271 |
| 6 | 6 | $f(6)$ | 0.0926 | 0.0874 | 0.0869 | 0.0906 | 0.0824 | - |
| | | $s(m,6)$ | 0.1250 | 0.3600 | 0.5720 | 0.7600 | 0.9260 | - |
| | | Cohorte 6 | 0.0116 | 0.0315 | 0.0497 | 0.0689 | 0.0763 | 0.2380 |
| | | Cohorte 7 | 0.0810 | 0.0559 | 0.0372 | 0.0217 | 0.0061 | 0.2020 |
| 7 | 7 | $f(7)$ | 0.0235 | 0.0238 | 0.0247 | 0.0234 | 0.0225 | - |
| | | $s(m,7)$ | 0.1540 | 0.4260 | 0.6460 | 0.8180 | 0.9490 | - |
| | | Cohorte 7 | 0.0036 | 0.0101 | 0.0160 | 0.0191 | 0.0214 | 0.0702 |
| | | Cohorte 8 | (0.0199) | (0.0137) | (0.0087) | (0.0043) | (0.0011) | (0.0477) |
| | | | b) 1960-1964 | | | | | |
| 2 | 1 | $f(1)$ | 0.0399 | 0.0390 | 0.0392 | 0.0399 | 0.0426 | - |
| | | $s(m,1)$ | 0.0000 | 0.0000 | 0.0270 | 0.2400 | 0.6940 | - |
| | | Cohorte 2 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0011 | 0.0096 | 0.0296 | 0.0403 |
| | | Cohorte 3 | 0.0399 | 0.0390 | 0.0381 | 0.0303 | 0.0130 | 0.1603 |
| 3 | 2 | $f(2)$ | 0.1972 | 0.1946 | 0.1968 | 0.1990 | 0.2087 | - |
| | | $s(m,2)$ | 0.0690 | 0.2330 | 0.4260 | 0.6420 | 0.8770 | - |
| | | Cohorte 3 | 0.0136 | 0.0453 | 0.0838 | 0.1278 | 0.1830 | 0.4535 |
| | | Cohorte 4 | 0.1836 | 0.1493 | 0.1130 | 0.0712 | 0.0257 | 0.5428 |
| 4 | 3 | $f(3)$ | 0.2390 | 0.2384 | 0.2466 | 0.2538 | 0.2705 | - |
| | | $s(m,3)$ | 0.0960 | 0.2930 | 0.4940 | 0.6980 | 0.9000 | - |
| | | Cohorte 4 | 0.0229 | 0.0699 | 0.1218 | 0.1772 | 0.2435 | 0.6353 |
| | | Cohorte 5 | 0.2161 | 0.1685 | 0.1248 | 0.0766 | 0.0271 | 0.6131 |
| 5 | 4 | $f(4)$ | 0.2095 | 0.2025 | 0.2129 | 0.2175 | 0.2380 | - |
| | | $s(m,4)$ | 0.1090 | 0.3240 | 0.5300 | 0.7270 | 0.9120 | - |
| | | Cohorte 5 | 0.0228 | 0.0656 | 0.1128 | 0.1581 | 0.2171 | 0.5764 |
| | | Cohorte 6 | 0.1867 | 0.1369 | 0.1001 | 0.0594 | 0.0209 | 0.5040 |
| 6 | 5 | $f(5)$ | 0.1751 | 0.1626 | 0.1753 | 0.1803 | 0.1965 | - |
| | | $s(m,5)$ | 0.1240 | 0.3560 | 0.5680 | 0.7580 | 0.9250 | - |
| | | Cohorte 6 | 0.0217 | 0.0579 | 0.0996 | 0.1367 | 0.1818 | 0.4977 |
| | | Cohorte 7 | 0.1534 | 0.1047 | 0.0757 | 0.0436 | 0.0147 | 0.3921 |
| 7 | 6 | $f(6)$ | 0.0870 | 0.0796 | 0.0855 | 0.0876 | 0.0935 | - |
| | | $s(m,6)$ | 0.1510 | 0.4170 | 0.6360 | 0.8120 | 0.9470 | - |
| | | Cohorte 7 | 0.0131 | 0.0332 | 0.0544 | 0.0711 | 0.0885 | 0.2603 |
| | | Cohorte 8 | (0.0739) | (0.0464) | (0.0311) | (0.0165) | (0.0050) | (0.1729) |

CUADRO 26 *(continuación)*

| Grupos de edad | | | Año | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | -k = | 1955<br>-14 | 1956<br>-13 | 1957<br>-12 | 1958<br>-11 | 1959<br>-10 | |
| | | m = | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | Suma |
| i | j | f(1)/f(2) = | 0,1863 | 0,1899 | 0,1959 | 0,1974 | 0,1948 | - |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| | | | c) *1955-1959* | | | | | |
| 3 | 1 | $f(1)$ | 0.0356 | 0.0386 | 0.0376 | 0.0364 | 0.0373 | - |
| | | $s(m,1)$ | 0.0000 | 0.0000 | 0.0260 | 0.2340 | 0.6840 | - |
| | | Cohorte 3 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0010 | 0.0085 | 0.0255 | 0.0350 |
| | | Cohorte 4 | 0.0356 | 0.0386 | 0.0366 | 0.0279 | 0.0118 | 0.1505 |
| 4 | 2 | $f(2)$ | 0.1911 | 0.2033 | 0.1919 | 0.1844 | 0.1915 | - |
| | | $s(m,2)$ | 0.0680 | 0.2310 | 0.4250 | 0.6410 | 0.8770 | - |
| | | Cohorte 4 | 0.0130 | 0.0470 | 0.0816 | 0.1182 | 0.1679 | 0.4277 |
| | | Cohorte 5 | 0.1781 | 0.1563 | 0.1103 | 0.0662 | 0.0236 | 0.5345 |
| | | | d) *1950-1954* | | | | | |
| 4 | 1 | $f(1)$ | 0.0312 | 0.0298 | 0.0289 | 0.0321 | 0.0346 | - |
| | | $s(m,1)$ | 0.0000 | 0.0000 | 0.0210 | 0.2000 | 0.6670 | - |
| | | Cohorte 4 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0006 | 0.0064 | 0.0231 | 0.0301 |
| | | Cohorte 5 | 0.0312 | 0.0298 | 0.0283 | 0.0257 | 0.0115 | 0.1265 |

Nota: $i$ = índice de cohorte; $j$ = tramo de edad de las tasas de fecundidad por edades que se desglosan; $k$ = medida de años anteriores al censo; $m$ = índice que indica la localización de las cohortes con respecto a los grupos de edad de las tasas de fecundidad por edades; $f(1)/f(2)$ = cociente de la tasa de fecundidad para mujeres de 15 a 19 años de edad respecto de la de mujeres de 20 a 24 años.

son, en promedio, seis meses más jóvenes que las edades indicadas por los grupos de edad de las tasas de fecundidad; la cohorte de 30 a 34 años al final de 1969 comenzó el año con 29 a 33 años, por ejemplo. Para 1965, $m$ es igual a 1, y las cohortes son en promedio 4,5 años más jóvenes que las edades indicadas por los grupos de las tasas de fecundidad. El índice $m$ se usa para seleccionar los factores de separación necesarios para desglosar las tasas de fecundidad observadas (véase cuadro 20). Los otros índices empleados en el cuadro 26 son: $k$, una medida de los años anteriores al censo; $i$, el índice de las cohortes; y $j$, que indica los tramos de edad de las tasas de fecundidad que se están desglosando.

Para cada grupo de cinco años calendario, el procedimiento es el mismo, aunque el número de tasas que se desglosan disminuye en uno cada vez que se retrocede cinco años. El primer paso es calcular, para cada año, el valor de $f(1)/f(2)$, cociente entre la tasa de fecundidad por edades para mujeres de 15 a 19 años y la tasa de mujeres de 20 a 24. Tal cociente es un indicador del patrón de edades de la fecundidad temprana y su valor es necesario para interpolar entre las columnas del cuadro 20. Acto seguido se desglosan las tasas de fecundidad $f(1, \tau)$ para cada uno de los cinco años anteriores al censo, y la porción de cada tasa correspondiente a la cohorte censal de 15 a 19 años junto con su complemento, correspondiente a la cohorte censal de 20 a 24 años, son identificados. Los factores de separación para estas tasas se obtienen del cuadro 20 y dependen del índice $m$, del grupo de edad $j$ y del valor de $f(1)/f(2)$. Para 1969, $m$ es 5 y $f(1)/f(2)$ es 0,2372. El factor de separación necesario es, por tanto, un valor entre 0,764 para un $f(1)/f(2)$ de 0,3, y 0,691 para un $f(1)/f(2)$ de 0,2. Puede hallarse el valor necesario por interpolación lineal, como sigue;

$$s(5, 1) = (0.764)(0.372) + (0.691)(1.0 - 0.372) = 0.718$$

Téngase presente que el factor de interpolación, 0,372, es simplemente el valor de $f(1)/f(2)$, 0,2372, menos el límite inferior del intervalo, 0,2, dividido por la longitud del intervalo, 0,1. Resulta así sencillo de calcular, moviendo la coma decimal de $f(1)/f(2)$ un lugar a la derecha y tomando solamente la parte decimal del número resultante. La porción de la tasa de fecundidad correspondiente a la cohorte censal femenina más joven considerada se encuentra entonces multiplicando la tasa del grupo 15-19 por el factor de separación; para 1969, la porción resultante de $f(1,1969)$ que hay que acumular en $F(1)$ es (0,718) (0,0480), esto es, 0,0345. El resto, 0,0135, es la porción de $f(1,1969)$ contribuida por la segunda cohorte censal (de 20 a 24 años) y se registra para posterior acumulación. En el caso de la primera cohorte, toda su procreación ha ocurrido durante los cinco años inmediatamente anteriores al censo, por lo que su fecundidad acumulada al final de 1969, $F(1)$, es simplemente al suma de todas las porciones correspondientes a la cohorte para los años 1965 a 1969:

$$F(1) = 0.0 + 0.0003 + 0.0036 + 0.0148 + 0.0345 = 0.0532$$

Esta suma figura en la columna (9) del cuadro 26, parte *a*). Las porciones complementarias de cada tasa se acumulan también; y su suma, 0,1909, se registra en la columna (9) para uso posterior.

El mismo procedimiento se repite entonces usando las tasas de fecundidad para el grupo de edad siguiente, 20

a 24. Los factores de separación se obtienen una vez más del cuadro 20, basándose en los valores de $m$ y en el $f(1)/f(2)$ observado. Así, para 1966, $m$ es 2 y $f(1)/f(2)$ es 0,2524, por lo que el factor de interpolación es 0,524; y $s(m, 2)$ se obtiene así:

$$s(m, 2) = (0.249)(0.524) + (0.233)(1.0 - 0.524)$$

$$= 0.241$$

La porción de $f(2,1966)$ contribuida por la cohorte de 20 a 24 años en el momento del censo (cohorte 2) es así $f(2,1966)$ (0,241), o 0,0468; su complemento, 0,1473, ha sido contribuido por la tercera cohorte (de 25 a 29 años de edad en 1970). La contribución total de la cohorte 2 a las tasas de fecundidad para el grupo de edad 20 a 24 durante el período 1965-1969 se encuentra entonces sumando las contribuciones estimadas para cada año del período, suma que asciende a 0,4629; el complemento de esta cantidad, 0,5452, es la contribución de la cohorte 3. Ambos valores se registran en la columna (9).

Ahora resulta posible calcular la fecundidad acumulada por la cohorte de 20 a 24 años de edad en 1970 durante los cinco años anteriores al censo. Es la suma de la contribución de la cohorte a las tasas de fecundidad por edades de las mujeres que tenían 15 a 19 años (0,1909) y su contribución a las tasas de las que tenían 20 a 24 años (0,4629). Esta suma, 0,6538, no es todavía una estimación de la fecundidad acumulada total de la cohorte, ya que no incluye su experiencia de procreación durante el período de 6 a 10 años antes del censo; las estimaciones que faltan se calculan en la parte *b*) del cuadro 26.

Cálculos similares se hacen para las tasas de fecundidad por edades de las mujeres de 25 a 29 y de 30 a 34 años registradas durante el período 1965-1969, desglosándose cada tasa en las contribuciones de cada cohorte y acumulándose para los cinco años las porciones atribuibles a cada una de ellas. La porción de las tasas de mujeres de 30 a 34 años que es aportada por las mujeres de 35 a 39 años al momento del censo no se necesita en esta aplicación, pero se ha calculado para completar el cuadro. De hecho, los cálculos de las partes *a*) y *b*) del cuadro 26 se han ampliado para cubrir toda la experiencia reproductiva de las cohortes de 35 a 49 años en 1970 sobre todo porque esas estimaciones se usan más adelante en la subsección B.6.

Una vez completos los cálculos para los cinco años inmediatamente anteriores al censo de 1970, se aplica el mismo procedimiento para cada uno de los años del período 1960-1964. Los resultados figuran en la parte *b*) del cuadro 26. Adviértase que las tasas de fecundidad para los grupos de mayor edad se excluyen. En sentido estricto, sólo se necesita incluir las de los tres primeros grupos de edad, ya que la cohorte de mayor edad considerada, la de 30 a 34 años en 1970, tenía menos de 30 en 1965. Una vez desglosadas y acumuladas las tasas para el período de 6 a 10 años (1960-1964) anteriores al censo, se aplica el mismo procedimiento a las tasas para el período de 11 a 15 años antes (se necesita sólo aplicarlo a las dos primeras tasas de fecundidad por edades), tal como se muestra en la parte c) del cuadro 26; y a aquellas para el período de 16 a 20 años antes (sólo para la primera tasa por edad), del modo indicado en la parte *d*) del mismo cuadro.

La estimación final de la paridez equivalente, $F(i)$, puede obtenerse ahora sumando las porciones contribuidas por cada cohorte para cada período de cinco años. Para evitar errores, estas porciones pueden copiarse de la columna (9) del cuadro 26 (intitulada "suma") y disponerse en columnas por cohortes, grupos de edad de las tasas de fecundidad de donde procedía la contribución y período al que las tasas se refieren, tal como indica el cuadro 27. La acumulación de los rubros en cada columna conduce a los valores deseados de $F(i)$.

Hay que señalar que el cuadro 27 puede revelar otros rasgos interesantes de los datos del registro. Considérese, por ejemplo, el conjunto de contribuciones a la fecundidad por cohortes de las tasas de fecundidad por períodos para el grupo de edad 15 a 19; las diagonales muestran el cambio en esas contribuciones a lo largo del tiempo. Leyendo de derecha a izquierda, resulta claro que esas contribuciones han ido en aumento, lo que indica una creciente fecundidad en ese grupo de edad o un mejor registro de sus hijos. Habida cuenta de las hipótesis en que se basa este método, la primera situación no afecta la estimación final de la cobertura

CUADRO 27. CONTRIBUCIONES A LA FECUNDIDAD DE CADA COHORTE, POR GRUPOS DE EDAD Y PERÍODOS QUINQUENALES, TAILANDIA, 1950-1969

| *Grupo de edad* (1) | *Número de años antes* (2) | *Período de referencia* (3) | *Grupo de edad de la cohorte al final de 1969* | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | *15 a 19* (4) | *20 a 24* (5) | *25 a 29* (6) | *30 a 34* (7) |
| 15-19 | 15-19 | 1950-1954 | - | - | - | 0.0301 |
| | 10-14 | 1955-1959 | - | - | 0.0350 | 0.1505 |
| | 5-9 | 1960-1964 | - | 0.0403 | 0.1603 | - |
| | 0-4 | 1965-1969 | 0.0532 | 0.1909 | - | - |
| 20-24 | 10-14 | 1955-1959 | - | - | - | 0.4277 |
| | 5-9 | 1960-1964 | - | - | 0.4535 | 0.5428 |
| | 0-4 | 1965-1969 | - | 0.4629 | 0.5452 | - |
| 25-29 | 5-9 | 1960-1964 | - | - | - | 0.6353 |
| | 0-4 | 1965-1969 | - | - | 0.5910 | 0.6189 |
| 30-34 | 0-4 | 1965-1969 | - | - | - | 0.5430 |
| Paridez equivalente, $F(i)$ | | | 0.0532 | 0.6941 | 1.7850 | 2.9483 |

del registro de nacimientos, pero la segunda sí, y las estimaciones de cobertura obtenidas en tales circunstancias serán promedios de niveles recientes.

*Paso 5: estimación del grado de cobertura del registro de nacimientos.* Para cada cohorte, la cobertura del registro de nacimientos se estima como el cociente de paridez equivalente, $F(i)$, calculada a partir de los nacimientos registrados, respecto de la paridez media declarada, $P(i)$, tal como se obtiene a partir del censo. En el cuadro 28 figuran los resultados.

Las estimaciones del grado de cobertura del registro de nacimientos para mujeres de 20 a 24, 25 a 29 y 30 a 34 años son moderadamente consistentes, sugiriendo un nivel medio de cobertura del orden del 74%. La estimación para mujeres de 15 a 19 años es muy baja, sin embargo, y las demás estimaciones aumentan con la edad de la mujer. Parece probable que el registro de nacimientos sea sustancialmente menos completo para mujeres muy jóvenes y que esa diferencia también reduzca la estimación del grado de cobertura derivada de las declaraciones de mujeres de 20 a 24 años. Las estimaciones de cobertura basadas en las declaraciones de mujeres de 25 a 29 y 30 a 34 se ven afectadas relativamente poco por el exceso de omisiones en edades tempranas, por lo que en este caso una mejor estimación de la cobertura promedio del registro de nacimientos sería el promedio de 0,741 y 0,772, siendo, por tanto, la estimación final 0,757. Así, cabría obtener una estimación de fecundidad para 1969 multiplicando las tasas de fecundidad por edades registradas para ese año por el factor 1,0/0,757, o sea 1,321. Hay que señalar, sin embargo, que el patrón de la fecundidad ajustada podría no ser un buen indicador del patrón por edades de la procreación debido al número relativamente alto de nacimientos omitidos por mujeres jóvenes.

Los resultados presentados en el cuadro 28 no sugieren que la cobertura del registro de nacimientos haya cambiado, así que el factor de ajuste de 1,321 podría también aplicarse a las tasas de fecundidad por edades observadas para años anteriores a 1969. Sin embargo, como las contribuciones de las tasas de fecundidad registradas antes de 1960 para la fecundidad acumulada de las cohortes son pequeñas, el factor de ajuste estimado no puede aplicarse válidamente a las tasas de fecundidad registradas antes de 1960. Aunque no se observa en el caso de Tailandia, evidencia de mejorías en la cobertura del registro, sugeridas, por ejemplo, por la disminución de las estimaciones de cobertura con la edad, debe constituir una señal de que el ajuste de los nacimientos registrados en determinados años no debe llevarse a cabo.

CUADRO 28. ESTIMACIONES DEL GRADO DE COBERTURA DEL REGISTRO DE NACIMIENTOS, TAILANDIA, 1969

| *Grupo de edad en 1969 (1)* | *Paridez media declarada P(i) (2)* | *Paridez equivalente F(i) (3)* | *Cobertura del registro de nacimientos F(i)/P(i) (4)* |
|---|---|---|---|
| 15-19 | 0.131 | 0.0532 | 0.406 |
| 20-24 | 0.994 | 0.6941 | 0.698 |
| 25-29 | 2.409 | 1.7850 | 0.741 |
| 30-34 | 3.819 | 2.9483 | 0.772 |

6. *Comparación de la fecundidad de una cohorte registrada entre dos censos con los incrementos de paridez de la cohorte*

a) *Fundamento y justificación del método*

Cuando se dispone de información sobre paridez media a partir de dos censos (o encuestas), de tal suerte que pueden calcularse los incrementos de paridez de una cohorte (véase la subsección B.4), y obtenerse tasas de fecundidad por edades a partir de los nacimientos registrados durante el período intercensal, puede aplicarse una versión más específica del método descrito en la sección anterior. El cambio en la paridez de una cohorte conforme envejece desde un censo o encuesta hasta el siguiente, es una medida de la experiencia reproductiva de la cohorte durante el intervalo. Cabe calcular una medida equivalente a partir de nacimientos registrados desglosando las tasas de fecundidad por edades durante el intervalo y acumulando las contribuciones de cada cohorte. El cociente de la fecundidad acumulada por una cohorte durante el intervalo estimada a partir de las tasas por períodos, tales como las calculadas a partir de los nacimientos registrados, y el cambio en la paridez media de la cohorte desde el principio hasta el final del intervalo, suministra una medida de la cobertura del registro de nacimientos tanto respecto de la cohorte de que se trate como de un período específico. Las principales hipótesis hechas en la sección anterior con el fin de ajustar la fecundidad de período en base a la fecundidad acumulada una cohorte desde el principio de la procreación, a saber, que la cobertura del registro sea constante tanto por edad de la madre como por período, ya no son necesarias. Sin embargo, como los incrementos de paridez son muy sensibles a cambios en la cabalidad de la declaración de hijos nacidos vivos, las estimaciones del grado de cobertura del registro obtenidas mediante el método descrito en esta sección son también muy sensibles a esos cambios, que por lo general resultan más pronunciados en las mujeres de más edad.

b) *Datos requeridos*

A continuación se describen los datos que se necesitan para aplicar este método:

*a*) Hijos nacidos vivos clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre para dos puntos en el tiempo, separados cinco o 10 años entre sí;

*b*) Nacimientos registrados clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre para cada año calendario del período entre los dos recuentos considerados;

*c*) Número total de mujeres en cada grupo de edad al principio y al final del período, o suficiente información para estimar la población femenina a mediados de año por grupos quinquenales de edad para cada año para el cual se dispone de datos sobre nacimientos.

c) *Procedimiento de cálculo*

Seguidamente figuran los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de la paridez media declarada para la primera y segunda fuentes consideradas.* La paridez media obtenida a partir de la primera fuente se denota por $P(i, 1)$ y la deducida de la segunda por $P(i, 2)$. Ambas se calculan dividiendo el número declarado de hijos nacidos vivos de mujeres en el grupo de edad $i$ entre el número total de mujeres en ese grupo. Véase, sin embargo, la discusión presentada en la subsección A.2 sobre el tratamiento de las mujeres cuya paridez no fue declarada y la posible aplicación de la corrección de El-Brady (descrita en el anexo II).

*Paso 2: cálculo de los incrementos de paridez de una cohorte.* Para cada cohorte de mujeres definida por los grupos de edad $i$ en el segundo censo o encuesta, se puede identificar la paridez media según la primera fuente. Entonces, el incremento de paridez de la cohorte, $\Delta P(i)$, se calcula como sigue:

$$\Delta P(i) = P(i, 2) - P(i - n, 1) \qquad \text{(B.18)}$$

donde $n$ es el número de períodos de cinco años entre las dos fuentes de datos consideradas.

*Paso 3: estimación de la población femenina por grupos de edad a mediados de año para cada año del período entre recuentos.* El procedimiento es exactamente el mismo que el que se describe en el paso 2 de la subsección B.5. *c*). No se repite aquí.

*Paso 4: cálculo de las tasas de fecundidad por edades a partir de los nacimientos registrados durante cada año del período entre recuentos.* Una vez más, el procedimiento es exactamente el mismo que el descrito en el paso 3 de la subsección B.5 *c*). Su descripción se omite aquí.

*Paso 5: cálculo de los incrementos entre recuentos de la fecundidad acumulada por las cohortes a partir de los nacimientos registrados.* Básicamente, el cálculo de los incrementos entre recuentos de la fecundidad acumulada por una cohorte, denotados por $\Delta F(i)$, es muy similar al cálculo de la paridez equivalente de una cohorte durante toda su vida a partir de tasas de fecundidad de período. Cada tasa de fecundidad de un grupo de edad para un año dado del período entre recuentos (elegido de tal manera que su longitud sea cinco o 10 años exactamente) se desglosa en dos porciones, de acuerdo con la estructura por cohortes del grupo de edad al que se refiera la tasa durante el año calendario dado; una porción es la contribución de período al incremento de la fecundidad acumulada de una cohorte y la otra es la contribución al incremento de fecundidad de la cohorte siguiente. Las principales diferencias entre este procedimiento y el descrito en el paso 4 de la subsección B.5 *c*) son que aquí todos los cálculos se limitan al período entre recuentos, y que se consideran todas las cohortes en edad reproductiva al momento del segundo recuento. El desglose de las tasas de fecundidad por edades se hace usando los factores de separación del cuadro 20; la definición general de los incrementos de la fecundidad acumulada de la cohorte i es:

$$\Delta F(i) = \sum_{j=1}^{n} \sum_{m=1}^{5} [s(m, k) f(k, h) + (1 - s(m, k-1)) f(k-1, h)] \qquad \text{(B.19)}$$

donde $\Delta F(i)$ = incremento de la fecundidad acumulada por la cohorte del grupo de edad $i$ en el segundo recuento;

$n$ = número de períodos quinquenales en el intervalo entre recuentos;

$s(m, k)$ = factor de separación del cuadro 20 requerido para el grupo de edad $k$, donde $k = (i - n + j)$;

$f(k, h)$ = tasa de fecundidad para el grupo de edad $k$ en el año $h$, donde $h = 5\ (j - n - 1) + m$ años antes del segundo recuento (que se considera realizado al final de un año).

El ejemplo detallado que se presenta a continuación ilustra cómo esta ecuación se usa en la práctica.

*Paso 6: estimación del grado de cobertura del registro de nacimientos.* Las estimaciones del grado de cobertura del registro de nacimientos para los hijos nacidos de una cohorte $i$ durante el período entre recuentos se obtienen dividiendo el incremento de la fecundidad acumulada, $\Delta F(i)$, para la cohorte entre el incremento de la paridez, $\Delta P(i)$, de la misma cohorte. Si las estimaciones para diferentes cohortes son consistentes, pueden multiplicarse los nacimientos registrados durante el período entre recuentos por el promedio de los cocientes $\Delta P(i)/\Delta F(i)$, y obtenerse tasas ajustadas de fecundidad por edades dividiendo el número ajustado de nacimientos en cada grupo de edad por una estimación de los años-persona vividos por las mujeres en ese grupo a lo largo del período entre recuentos.

d) *Un ejemplo detallado*

El ejemplo detallado se refiere de nuevo a Tailandia, ya que se dispone en ese caso de datos sobre hijos nacidos vivos tanto para 1960 como para 1970. La paridez media en cada censo ya ha sido presentada en el cuadro 17 y las tasas anuales de fecundidad por edades para el período intercensal se listan en el cuadro 25. Sin embargo, algunos de los datos básicos necesarios para el cálculo de estas últimas tasas no se han presentado. Se indican a continuación los pasos seguidos al aplicar el método descrito a este ejemplo.

*Paso 1: cálculo de la paridez media declarada en el primer y segundo censos.* El método para calcular la paridez media ha sido descrito en el paso 1 de la subsección B.4 *c*) y no se repite aquí; los valores de $P(i, t)$ para 1960 y 1970 figuran en las columnas (2) y (3) del cuadro 29. Nótese que la fecha de referencia de la paridez media se considera el final de año más próximo a la fecha de los censos o encuestas considerados, en este caso el final de 1959 y el final de 1969, respectivamente (las fechas exactas de los censos pueden hallarse en el cuadro 22).

*Paso 2: cálculo de los incrementos de paridez de una cohorte.* Como el intervalo intercensal en este caso es

CUADRO 29. PARIDEZ MEDIA DECLARADA, 1960 Y 1970, E INCREMENTOS DE PARIDEZ POR COHORTE DURANTE EL PERÍODO INTERCENSAL, TAILANDIA

| Grupo de edad (1) | Paridez media 1960 (2) | Paridez media 1970 (3) | Incremento de la paridez por cohorte 1960-1970 (4) |
|---|---|---|---|
| 15-19 | 0.072 | 0.131 | 0.131 |
| 20-24 | 0.862 | 0.994 | 0.994 |
| 25-29 | 2.296 | 2.409 | 2.337 |
| 30-34 | 3.783 | 3.819 | 2.957 |
| 35-39 | 4.984 | 5.082 | 2.786 |
| 40-44 | 5.733 | 5.921 | 2.138 |
| 45-49 | 5.914 | 6.120 | 1.136 |

de 10 años, la $n$ de la ecuación (B.18) es 2. Así, el incremento de la paridez de una cohorte en el grupo de edad $i$ al momento del segundo censo se calcula sustrayendo de la paridez media de mujeres del grupo de edad $i$ en el segundo censo, $P(i, 2)$, la paridez media de la misma cohorte 10 años antes, $P(i - 2, 1)$. Por ejemplo, para la cohorte de 25 a 29 años de edad en 1970,

$$\Delta P(3) = P(3, 1970) - P(1, 1960)$$

$$= 2.409 - 0.072 = 2.337$$

Los incrementos de paridez figuran en la columna (4) del cuadro 29.

*Paso 3: estimación de la población femenina por grupos de edad a mediados de año cada año del período intercensal.* La mayor parte de las estimaciones necesarias se hicieron ya en el paso 2 de la subsección B.5 *d*), figurando los resultados en el cuadro 24. Como el procedimiento para estimar las poblaciones femeninas restantes es el mismo que el utilizado allí, no se ilustra de nuevo.

*Paso 4: cálculo de las tasas de fecundidad por edades a partir de los nacimientos registrados durante cada año del período intercensal.* La mayor parte de las tasas de fecundidad necesarias se calcularon ya en el paso 3 de la subsección B.5 *d*) y todas las tasas necesarias figuran en el cuadro 25. Aunque no se presenten los datos básicos necesarios para calcular algunas de esas tasas, el procedimiento de cálculo es idéntico al ilustrado en la subsección B.5 *d*) y no se repite aquí.

*Paso 5: cálculo de los incrementos intercensales de la fecundidad acumulada por cada cohorte a partir de los nacimientos registrados.* En este ejemplo, el punto de partida de la acumulación es comienzos de 1960 y el último punto es finales de 1969. Las tasas de fecundidad para la década intermedia ya han sido calculadas y desglosadas por cohortes identificadas a finales de 1969 en el cuadro 26, partes *a*) y *b*). Los incrementos de la fecundidad acumulada por cohorte, denotados por $\Delta F(i)$, pueden por tanto obtenerse acumulando simplemente las porciones de las tasas observadas de fecundidad por edades atribuibles a cada cohorte. El cuadro 30 presenta esas porciones ordenadas por cohorte y período quinquenal (se han copiado de la columna (9) del cuadro 26 partes *a*) y *b*), intitulada "suma"). El cuadro 30 muestra también la suma, $\Delta F(i)$, de las porciones correspondientes a cada cohorte. El procedimiento para desglosar las tasas de fecundidad por cohorte es exactamente el mismo que el usado en la subsección B.5 *c*) (paso 4) para construir el cuadro 26, por lo que no se describe otra vez en detalle. Sin embargo, con el fin de permitir al lector captar la naturaleza de la acumulación realizada en este caso, cabe considerar el caso de la cohorte de 30 a 34 años al final de 1969. A comienzos de 1960, esa cohorte tenía 20 a 24 años, y por tanto todas las tasas anuales de fecundidad para el grupo de 20 a 24 durante el período 1960-1964 contribuyeron con una porción a la fecundidad intercensal de esa cohorte (el monto exacto contribuido por cada tasa se encuentra en la parte b) del cuadro 26, en la parte correspondiente a $f(2)$ y la línea denominada "Cohorte 4"). Cuando las contribuciones anuales de las tasas $f(2)$ se suman a lo largo del período 1960-1964, su contribución total a la fecundidad intercensal de la cohorte de 30 a 34 años de edad al final de 1964 es 0,5428. Del mismo modo, la contribución total de las tasas $f(3)$ (que corresponden al grupo de 25 a 29 años de edad) de 1960 a 1964 es 0,6353 de un hijo, y la de las mismas tasas entre 1965 y 1969 es 0,6189 de un hijo. Por último, la contribución total de las tasas anuales $f(4)$ (para el grupo de 30 a 34 años) durante el período 1965-1969 es 0,5430 de un hijo. Por ello, el incremento total en la fecundidad acumulada entre los dos censos para la cohorte de 30 a 34 años de edad al final de 1969 es 2,3400 hijos por mujer.

CUADRO 30. CONTRIBUCIONES DE LA FECUNDIDAD POR PERÍODOS A LA FECUNDIDAD ACUMULADA POR LAS COHORTES DURANTE PERÍODOS QUINQUENALES E INCREMENTOS INTERCENSALES ESTIMADOS EN LA FECUNDIDAD ACUMULADA DE LAS COHORTES, TAILANDIA, 1960-1969

| Grupos de edad de las cohortes al final de 1969 (1) | Indice $i$ (2) | Contribución a la fecundidad acumulada de las cohortes por el grupo de edad $j$: 1960-1964, $j = i - 2$ (3) | 1960-1964, $j = i - 1$ (4) | 1965-1969, $j = i - 1$ (5) | 1965-1969, $j = i$ (6) | Incremento estimado de la fecundidad acumulada de las cohortes $\Delta F(i)$ (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | - | - | - | 0.0532 | 0.0532 |
| 20-24 | 2 | - | 0.0403 | 0.1909 | 0.4629 | 0.6941 |
| 25-29 | 3 | 0.1603 | 0.4535 | 0.5452 | 0.5910 | 1.7500 |
| 30-34 | 4 | 0.5428 | 0.6353 | 0.6189 | 0.5430 | 2.3400 |
| 35-39 | 5 | 0.6131 | 0.5764 | 0.5195 | 0.4452 | 2.1542 |
| 40-44 | 6 | 0.5040 | 0.4977 | 0.4272 | 0.2380 | 1.6667 |
| 45-49 | 7 | 0.3921 | 0.2603 | 0.2020 | 0.0702 | 0.9246 |

*Paso 6: estimación del grado de cobertura del registro de nacimientos.* Las estimaciones por cohorte del grado de cobertura del registro de nacimientos entre 1960 y 1969 pueden obtenerse ahora calculando los cocientes de $\Delta F(i)$ y $\Delta P(i)$. Los resultados figuran en el cuadro 31. Téngase en cuenta que las estimaciones para las cohortes 15 a 19 y 20 a 24 son las mismas que las obtenidas en la subsección B.5 d) (cuadro 28), donde se basaban en estimaciones de la fecundidad acumulada durante toda la vida, más bien que en estimaciones de la fecundidad acumulada durante el período intercensal. Tal resultado era de esperarse ya que la procreación total de esas dos cohortes ha tenido lugar durante el período 1960-1969, por lo que las estimaciones de su fecundidad intercensal y de la fecundidad de toda la vida son idénticas.

CUADRO 31. ESTIMACIONES DEL GRADO DE COBERTURA DEL REGISTRO DE NACIMIENTOS, TAILANDIA, 1960-1969

| *Edad de las cohortes al final de 1969* (1) | *Indice i* (2) | *Incremento intercensal de la fecundidad acumulada de las cohortes* $\Delta F(i)$ (3) | *Incremento intercensal de la paridez de las cohortes* $\Delta P(i)$ (4) | *Grado de cobertura estimado del registro de nacimientos* $\Delta F(i)/\Delta P(i)$ (5) |
|---|---|---|---|---|
| 15-19 ..... | 1 | 0.053 | 0.131 | 0.405 |
| 20-24 ..... | 2 | 0.694 | 0.994 | 0.698 |
| 25-29 ..... | 3 | 1.750 | 2.337 | 0.749 |
| 30-34 ..... | 4 | 2.340 | 2.957 | 0.791 |
| 35-39 ..... | 5 | 2.154 | 2.786 | 0.773 |
| 40-44 ..... | 6 | 1.667 | 2.138 | 0.780 |
| 45-49 ..... | 7 | 0.925 | 1.136 | 0.814 |

Dos aspectos de los resultados requieren ser comentados, a saber, las bajas estimaciones de cobertura para mujeres menores de 25 años y la consistencia relativa de las estimaciones para el tramo central de edad (25 a 44).

Al interpretar los resultados de este método, es importante tener presentes sus hipótesis. Se ha supuesto que la declaración del número de hijos nacidos vivos es completa en ambos censos. Sin embargo, si hubiera una tendencia entre las mujeres de mayor edad a omitir hijos nacidos, los incrementos de paridez por cohorte se verían reducidos y las estimaciones de cobertura del registro aumentarían. El deterioro aunque fuera pequeño de la precisión de las declaraciones de paridez por todas las cohortes entre un censo y el siguiente produciría estimaciones de cobertura que aumentarían con la edad. Del mismo modo, una mejora relativa de las declaraciones de paridez haría que las estimaciones de cobertura disminuyeran con la edad.

El segundo supuesto es que los incrementos de paridez no se ven afectados ni por la migración ni por la mortalidad. Si es más probable que las mujeres de baja paridez emigren a que lo hagan las de paridez mayor, las áreas de inmigración pueden mostrar incrementos de paridez relativamente bajos, y viceversa. Si es más probable que las mujeres de baja paridez mueran a que lo hagan las de paridez alta, los incrementos de paridez se verán inflados. En el caso de Tailandia, no es probable que ninguno de estos dos efectos sea importante, ya que tanto la migración internacional como la mortalidad son bajas.

Otro supuesto de importancia es que los denominadores usados son precisos. Errores distintos en la edad declarada por la madre al registrar nacimientos y en la declarada al ser enumerada, distorsionarán el patrón de las tasas de fecundidad por edades del período. Las variaciones más bien amplias que muestran las tasas de crecimiento por edades que figuran en el cuadro 23 sugieren que existen problemas con las declaraciones de edad, aunque sus efectos sobre las estimaciones finales del grado de cobertura sean muy difíciles de predecir. Los denominadores pueden también verse distorsionados por cambios en el grado de cobertura de un censo al siguiente; en el caso de Tailandia, el recuento censal de 1970 es aproximadamente 5% menos completo que el censo de 1960; aunque los datos de 1970 fueron ajustados en base a esta estimación, la diferente cobertura de la enumeración censal por grupos de edad puede seguir afectando los resultados. Pudiera ser también que variaciones en la cobertura censal afectaran la paridez media: si es más probable que se enumere a las mujeres con hijos que aquellas sin ellos, la paridez media se verá inflada por omisión.

Sin embargo, ninguna de estas consideraciones explica adecuadamente las bajas coberturas estimadas para la cohorte de 15 a 19 años de edad y, en menor medida, para la de 20 a 24. Desde luego, el procedimiento usado para desglosar las tasas de fecundidad por períodos no es perfecto y muy probablemente es poco preciso para las mujeres de 15 a 19 años, pero esta posible precisión reducida no puede explicar las amplias diferencias observadas. Además, como la paridez media se calculó sin hacer ningún ajuste para los casos de no respuesta, la probabilidad de que sea demasiado pequeña es superior a la de que sea demasiado alta. Por tanto, en base a esta información, parecería que el registro de nacimientos es realmente menos completo para madres jóvenes que para el grupo de más edad. Por otro lado, aquellos familiarizados con los datos de Tailandia y con los errores típicos que afectan las declaraciones de edad en los países del este asiático, podrían sugerir otra explicación para el resultado observado. Es costumbre en las culturas del Asia oriental calcular la edad desde el momento de la concepción en vez de desde el nacimiento. Por tanto, cuando se pregunta la edad de las personas enumeradas (como ocurrió en el censo de 1960) las declaraciones recogidas tienden a reflejar la edad que tendrán al próximo cumpleaños en lugar de la edad al momento del último, como se espera normalmente. Para evitar tales declaraciones erróneas, debería preguntarse la fecha de nacimiento en lugar de la edad (como se hizo en el censo de 1970). Puesto que es también la edad la que se registra en el sistema de registro civil, la comparación intercensal directa de la paridez media tal como se declaró en los censos de 1960 y 1970 con la reconstruida a partir del registro civil probablemente producirá resultados sesgados debido al cambio en el tipo de declaraciones sobre la edad. De hecho, las cohortes más jóvenes son las más vulnerables a tales sesgos, ya que la edad declarada al próximo cumpleaños las haría perder sistemáticamente algunos de sus miembros de alta fecundidad. En este contexto, al

menos una parte de la bajas coberturas estimadas para las cohortes de 15 a 19 y de 20 a 24 años al momento del censo de 1970 podría deberse a pautas de declaración de edad no comparables en los diferentes sistemas de recolección de datos considerados. Adviértase, sin embargo, que incluso cuando tales deficiencias en los datos básicos se toman en cuenta y se realiza algún ajuste para eliminar los sesgos que implican, las bajas coberturas asociadas con madres jóvenes persisten aunque sea su nivel sea menor que el que aparece en este ejemplo.

## C. Estimación de la fecundidad por edades a partir del incremento de la paridez de las cohortes entre dos encuestas

### 1. *Fundamento y justificación del método*

Los datos de un solo censo o encuesta sobre hijos nacidos vivos tabulados por grupos quinquenales de edad de la madre transmiten mucha información sobre la fecundidad anterior de las mujeres. Desgraciadamente, si la fecundidad ha cambiado, no es posible usar la paridez media de mujeres en diferentes grupos de edad para obtener estimaciones de los patrones de la fecundidad por edades ya sea para cohortes o para períodos.

Con todo, si se dispone de información sobre hijos nacidos vivos a partir de dos encuestas distantes aproximadamente cinco o 10 años, el cambio en el número promedio de hijos tenidos por una determinada cohorte de mujeres reflejará su fecundidad intercensal; y será posible estimar el patrón intercensal de la fecundidad por edades. Arretx[9] desarrolló un método para usar tal información cuando el intervalo entre recuentos es lo años; Coale y Trussell idearon recientemente otro método basado en el concepto de cohorte hipotética que usa tal información cuando el intervalo entre recuentos es de cinco o l0 años. Este último método es relativamente sencillo y una variante de él se describe aquí y se ilustra para casos con dichos intervalos.

La advertencia general hecha en la subsección A.2 sobre el uso de información sobre hijos nacidos vivos para estimar la fecundidad debe tenerse presente ahora. Existe una tendencia general, incluso en países que por lo demás cuentan con datos razonablemente buenos, a que las mujeres de mayor edad omitan a algunos de sus hijos, probablemente aquellos que murieron o dejaron el hogar. En consecuencia, la paridez media deja muchas veces de aumentar con suficiente rapidez a medida que aumenta la edad o puede incluso disminuir después de los 35 ó 40 años de edad. El cálculo de las tasas de fecundidad por edades a partir de una paridez por edades que adolezca de omisiones de esa índole conducirá a subestimaciones de la fecundidad de las mujeres de mayor edad, y cuando el error es relativamente pequeño, sus efectos pueden no ser obvios. Por eso las estimaciones de fecundidad basadas en la paridez media de las mujeres de mayor edad han de interpretarse con cautela, particularmente si indican una baja fecundidad en relación con la estimada a partir de las declaraciones de las mujeres más jóvenes. La paridez media de una cohorte hipotética es en realidad muy sensible a cambios en la calidad de las declaraciones de paridez entre una encuesta y otra, y el cálculo de la paridez hipotética constituye una interesante prueba de la consistencia de los datos básicos.

El método basado en el incremento de la paridez de cohortes entre dos encuestas o censos estima las tasas promedio de fecundidad por edades en vigor durante el período entre recuentos construyendo la paridez media de una cohorte hipotética; se calcula entonces por interpolación la fecundidad acumulada hasta las edades exactas 20, 25, etc. a partir de la paridez hipotética y las tasas de fecundidad por edades se derivan de la fecundidad acumulada por sustracción sucesiva.

El uso de este método está indicado en situaciones en que es posible calcular la paridez media por grupos de edad para dos puntos distantes aproximadamente cinco o 10 años entre sí. Si el intervalo entre los dos recuentos es de cinco años, las mujeres de cualquier grupo quinquenal de edad en el segundo serán las supervivientes de las mujeres del grupo quinquenal inmediatamente anterior en el primero. La diferencia en la paridez media de la cohorte entre el primer y el segundo recuentos refleja la fecundidad que experimentó entre ambos, si se supone que las mujeres que murieron o migraron durante el período entre recuentos tuvieron, en promedio, una fecundidad a lo largo de la vida que no es sistemáticamente diferente de la de las mujeres nativas que quedaron. Acumulando los incrementos intercensales de paridez, es posible estimar la paridez media de una cohorte hipotética sujeta, a lo largo de toda su vida, a las tasas de fecundidad por edades en vigor durante el período entre recuentos. Si la amplitud de este período es de 10 años, un grupo quinquenal de edad en la segunda encuesta representa los supervivientes del grupo quinquenal de edad que era dos grupos más joven en la primera encuesta, y sigue siendo posible calcular el incremento de paridez de cada cohorte para construir la paridez media de la cohorte hipotética. Este método puede aplicarse aun cuando los datos provengan total o parcialmente de encuestas por muestreo nacionalmente representativas, pues aunque las cohortes seguidas no estén formadas exactamente por las mismas mujeres, su paridez media es representativa de la paridez de la población femenina muestreada.

Vale la pena señalar que aunque la eficacia de cualquier método que usa la evolución de la paridez en el tiempo estriba en que es adecuado para casos en que la fecundidad ha variado, la técnica aquí presentada puede también usarse para estimar tasas de fecundidad por edades usando datos de paridez a partir de un solo censo o encuesta cuando la fecundidad no ha cambiado durante la vida reproductiva de las mujeres de que se trate. Puede también mencionarse que los dos conjuntos de datos usados como insumo no necesitan referirse a dos puntos distantes exactamente cinco o 10 años. A menos que la fecundidad haya cambiado muy rápidamente, intervalos de cuatro o de 11 años suministrarán

[9] Carmen Arretx, "Fertility estimates derived from information on children ever born using data from censuses", *International Population Conference, Liège, 1973*, (Lieja, Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población, 1973), vol. 2, págs. 247 a 261.

estimaciones razonables. En tal caso, no se estará siguiendo estrictamente a una cohorte de recuento en recuento pero este hecho no es muy importante porque la paridez media de un grupo de edad cambia lentamente de año en año.

Para concluir, una observación general: si se dispone de la información necesaria, el procedimiento de ajuste propuesto por El-Badry y descrito en el anexo II, debe aplicarse al calcular la paridez media por grupos de edad. Para una discusión más profunda del tratamiento de mujeres cuya paridez no fue declarada, véase la subsección A.2.

2. *Estimación de la fecundidad a partir del incremento de la paridez de las cohortes entre dos encuestas*

a) *Datos requeridos*

A continuación se describen los datos que se necesitan:

*a*) Hijos nacidos vivos clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre para dos puntos en el tiempo distantes aproximadamente cinco o 10 años entre sí;

*b*) Número de mujeres de 15 a 49 años de edad, clasificadas por grupos quinquenales de edad para los dos mismos puntos en el tiempo.

b) *Procedimiento de cálculo*

El procedimiento de cálculo difiere muy poco si el período intercensal tiene cinco o 10 años de amplitud. Sin embargo, existe cierta diferencia en el paso 2, donde se obtiene la paridez media de la cohorte hipotética. Por tanto, se describen aquí dos versiones del paso 2: paso 2A para usarse con un intervalo de cinco años; y paso 2B para usarse con un intervalo de 10. Todos los demás pasos se describen una sola vez.

*Paso 1: cálculo de la paridez media para cada encuesta.* La paridez media estimada a partir de la primera encuesta se denota por $P(i, 1)$ y la de la segunda encuesta por $P(i, 2)$, donde $i = 1$ indica el grupo de 15 a 19 años de edad; $i = 2$ el grupo de 20 a 24; y así sucesivamente. En ambos casos, la paridez media se calcula dividiendo el número declarado de hijos nacidos vivos de mujeres del grupo de edad $i$ entre el número total de mujeres de ese grupo. Véase, sin embargo, lo que se dice en la subsección A.2 sobre el tratamiento de mujeres cuya paridez no fue declarada y la posible aplicación de la correción propuesta por El-Badry (anexo II).

*Paso 2A: cálculo de la paridez media de la cohorte hipotética: período intercensal de cinco años.* Las supervivientes de la cohorte $i$ en la primera encuesta pertenecen al grupo de edad $i + 1$ en la segunda encuesta, y el incremento de paridez para la cohorte, denotado por $\Delta P(i + 1)$, es igual a la paridez media de la cohorte según la segunda encuesta menos la estimada según la primera. Esto es,

$$\Delta P(i+1) = P(i+1, 2) - P(i, 1) \qquad \text{(C.1)}$$

Estos incrementos de paridez se calculan para valores de $i$ de 1 a 6; el valor de $\Delta P(1)$, correspondiente a $i = 0$, puede también obtenerse de la ecuación (C.1), considerando $P(0, 1)$, paridez media de las mujeres de 10 a 14 años según la primera encuesta, igual a cero; esto equivale, claro está, a considerar $\Delta P(1)$ directamente igual a $P(1, 2)$.

Una vez obtenidos los incrementos de paridez de las cohortes reales a partir de la ecuación (C.1), la paridez media de la cohorte hipotética se calcula sumando sucesivamente estos incrementos. Así, de acuerdo a la fecundidad entre encuestas, la paridez hipotética del grupo de edad 1, denotada por $P(1, s)$, será igual a $\Delta P(1)$, o, como puede también escribirse, a $P(1, 2)$; la paridez del grupo de edad 2 será igual a la paridez hipotética del grupo de edad 1 más el incremento de paridez entre encuestas para el grupo de edad 2, y como este incremento es $\Delta P(2)$, resulta que

$$P(2, s) = \Delta P(1) + \Delta P(2)$$

En términos generales, la paridez por edad de la cohorte hipotética se calcula como sigue:

$$P(i, s) = \sum_{j=1}^{i} \Delta P(j) \qquad \text{(C.2)}$$

*Paso 2B: cálculo de la paridez media de la cohorte hipotética: período intercensal de 10 años.* En este caso, las supervivientes de la cohorte inicialmente en el grupo de edad $i$ al momento de la primera encuesta serán las mujeres del grupo de edad $i + 2$ al momento de la segunda encuesta y la paridez de la cohorte hipotética se obtendrá acumulando dos secuencias paralelas de incrementos de paridez de cohortes reales. Los incrementos de paridez se obtienen restando de la paridez media de mujeres en el grupo de edad $i + 2$ en la segunda encuesta la paridez media de las mujeres del grupo $i$ en la primera encuesta. Así,

$$\Delta P(i+2) = P(i+2, 2) - P(i, 1)$$

$$\text{for } i = 1, \ldots, 5 \qquad \text{(C.3)}$$

$\Delta P(1)$ y $\Delta P(2)$ se consideran simplemente iguales a $P(1, 2)$ y $P(2, 2)$ respectivamente (este procedimiento distorsionará los resultados levemente cuando la fecundidad haya cambiado muy rápidamente). La paridez de la cohorte hipotética para grupos de edad pares (2, 4, etc.) se obtiene sumando los incrementos de paridez también para grupos pares de edad, mientras que para los grupos impares hay que sumar los incrementos de paridez impares. Así, para números pares,

$$P(2, s) = \Delta P(2) \qquad \text{(C.4)}$$

$$P(4, s) = \Delta P(2) + \Delta P(4) \qquad \text{(C.5)}$$

y

$$P(6, s) = \Delta P(2) + \Delta P(4) + \Delta P(6) \qquad \text{(C.6)}$$

mientras que

$$P(1, s) = \Delta P(1) \tag{C.7}$$

$$P(3, s) = \Delta P(1) + \Delta P(3) \tag{C.8}$$

$$P(5, s) = \Delta P(1) + \Delta P(3) + \Delta P(5) \tag{C.9}$$

y

$$P(7, s) = \Delta P(1) + \Delta P(3) + \Delta P(5) + \Delta P(7) \tag{C.10}$$

en donde $P(i, s)$ es la paridez media hipotética para el grupo de edad $i$.

*Paso 3: interpolación entre la paridez de la cohorte hipotética para estimar la fecundidad acumulada.* La paridez media de la cohorte hipotética calculada en el paso anterior puede usarse para estimar la fecundidad acumulada hasta las edades exactas que interesen. El proceso de estimación que se sigue está directamente relacionado con el usado en la subsección B.2 *c*) para estimar la paridez media a partir de la fecundidad acumulada observada. De hecho, este proceso es precisamente el inverso del descrito en la subsección B.2 *c*), ya que el problema es ahora pasar de la paridez media a la fecundidad acumulada, mientras que el método *P/F* requiere estimaciones de la paridez media a partir de la fecundidad acumulada.

Uno de los procedimientos de interpolación descritos en la subsección B.2 *c*) ajustaba un polinomio de segundo grado a secciones de la curva de fecundidad acumulada y la paridez media se calculaba integrando este polinomio en el tramo de edad deseado. Siguiendo el mismo enfoque, cabe aproximar la paridez media mediante integrales de los polinomios cuyos coeficientes definen la configuración de la curva de fecundidad acumulada, brindando así un medio para estimar el valor de esta curva a cualquier edad dentro del tramo ajustado. Siguiendo esta estrategia, se obtuvo una expresión para estimar la fecundidad acumulada a partir de la paridez media observada ajustando un polinomio de tercer grado a los valores sucesivos de esta última. La ecuación de estimación reviste la forma:

$$\phi(i, s) = 0.9283P(i, s) + 0.4547P(i+1, s) - 0.0585P(i+2, s) - 0.3245\phi(i-1, s) \quad \text{for } i = 1, \ldots, 5 \tag{C.11}$$

donde $\phi(i,s)$ es la fecundidad acumulada hasta el límite superior del grupo de edad $i$.

Cuando se evaluó el funcionamiento de esta ecuación usando los patrones modelo de fecundidad de Coale-Trussel, se encontró que no arrojaba resultados muy satisfactorios en el extremo superior del período fecundo. Por tanto, se introdujo una corrección empírica para estimar $\phi(6, s)$, resultando la ecuación siguiente:

$$\phi(6, s) = 0.0209P(4, s) - 0.5574P(5, s) + 1.0478P(6, s) + 0.2869P(7, s) + 0.2018\phi(4, s) \tag{C.12}$$

Por desgracia, no se encontró una corrección satisfactoria para estimar $\phi(7, s)$ en base a ajustes polinómicos. Sin embargo, como las tasas de fecundidad son normalmente muy bajas a partir de los 45 años, se recomienda que $\phi(7, s)$ se estime sólo a partir de la $P(7, s)$ observada usando la siguiente ecuación:

$$\phi(7, s) = 1.007P(7, s) \tag{C.13}$$

*Paso 4: cálculo de las tasas de fecundidad por edades del período entre encuestas.* Para el período entre encuestas, las tasas de fecundidad por edades, $f(i, s)$, se calculan restando la fecundidad acumulada hasta el límite inferior del grupo de edad $i$ de la acumulada hasta el límite superior del mismo grupo y dividiendo la diferencia entre cinco. Así, en general:

$$f(i, s) = (\phi(i, s) - \phi(i-1, s))/5 \tag{C.14}$$

Téngase en cuenta que la fecundidad acumulada hasta la edad 15, que se denota por $\phi(0,s)$, se supone igual a cero.

*Paso 5: cálculo de la fecundidad global y de la tasa de natalidad.* La fecundidad global estimada para el período entre encuestas es igual a $\phi(7, s)$. Para obtener una estimación de la tasa de natalidad, se necesita conocer la población femenina a mediados del período clasificada por grupos quinquenales de edad y la población total a mediados del período. Ambas pueden obtenerse promediando, cuando se dispone de datos censales para el principio y el final del período. En tal caso, pueden calcularse los nacimientos ocurridos a mediados del período intercensal multiplicando la población femenina estimada para mediados del período por las tasas de fecundidad por edades estimadas en el paso 4 y sumando los resultados para todos los grupos de edad. La tasa de natalidad se obtiene entonces dividiendo el número total de nacimientos por la población a mediados del período. Cuando no se dispone de censos adecuadamente espaciados, el cálculo de una población aceptable a mediados del período puede no ser posible. En tal caso, estimaciones de la tasa de natalidad pueden obtenerse independientemente para el primero y segundo puntos considerados usando las tasas de fecundidad por edades calculadas en el paso 4 y las poblaciones femenina y total captadas por las encuestas empleadas, y el promedio de las tasas de natalidad así obtenidas puede usarse como indicador de la natalidad entre encuestas.

c) *Ejemplos detallados*

Se dispone de la información sobre hijos nacidos vivos clasificados por edad de la madre a partir de los censos de 1960 y 1970 de Tailandia y a partir de una encuesta a nivel nacional realizada en 1975. Luego, el procedimiento que usa incrementos de paridez durante un período de 10 años puede aplicarse entre 1960 y 1970 y el que usa incrementos durante 5 años entre 1970 y 1975. Los datos básicos figuran en el cuadro 32.

El primer ejemplo considerado se refiere al caso del intervalo decenal a fin de respetar el orden histórico.

CUADRO 32. POBLACIÓN FEMENINA E HIJOS NACIDOS VIVOS POR GRUPOS DE EDAD, TAILANDIA, 1960, 1970 Y 1975

| *Grupo de edad* (1) | *Indice i* (2) | *Población femenina* (3) | *Hijos nacidos vivos* (4) | *Población femenina* (5) | *Hijos nacidos vivos* (6) | *Población femenina* (7) | *Hijos nacidos vivos* (8) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 ..... | 1 | 1 236 294 | 88 610 | 1 885 371 | 246 839 | 13 329 | 1 698 |
| 20-24 ..... | 2 | 1 204 153 | 1 038 074 | 1 361 717 | 1 353 569 | 10 304 | 9 108 |
| 25-29 ..... | 3 | 1 046 464 | 2 402 581 | 1 143 377 | 2 754 376 | 8 008 | 17 027 |
| 30-34 ..... | 4 | 869 876 | 3 290 345 | 1 077 088 | 4 112 920 | 6 561 | 22 866 |
| 35-39 ..... | 5 | 679 940 | 3 388 799 | 957 607 | 4 866 424 | 6 400 | 29 821 |
| 40-44 ..... | 6 | 563 812 | 3 232 209 | 766 332 | 4 537 467 | 5 546 | 31 595 |
| 45-49 ..... | 7 | 482 966 | 2 855 997 | 597 454 | 3 656 488 | 4 521 | 28 537 |

*Paso 1: cálculo de la paridez media para cada censo.* La paridez media se obtiene dividiendo el número de hijos nacidos vivos, clasificados por grupos de edad de la madre (que figura en las columnas (4) y (6) del cuadro 32 para 1960 y 1970, respectivamente) por el número total de mujeres en cada grupo de edad (que figura en las columnas (3) y (5) del cuadro 32 para 1960 y 1970, respectivamente). Los resultados se recogen en el cuadro 33; pero, para dar un ejemplo, la paridez media de las mujeres de 25 a 29 años de edad en 1960 se obtiene aquí:

$$P(3, 1) = 2{,}402{,}581 / 1{,}046{,}464$$

$$= 2.2959$$

*Paso 2B: cálculo de la paridez media de la cohorte hipotética: período intercensal de 10 años.* Usando la ecuación (C.3), se calculan los incrementos de paridez por cohorte restando de cada paridez registrada en 1970 la paridez de la cohorte correspondiente, 10 años más joven, en 1960. Así, en el caso del grupo de 30 a 34 años de edad en 1970,

$$\Delta P(4) = P(4, 2) - P(2, 1)$$

$$= 3.8186 - 0.8621$$

$$= 2.9565$$

En la columna (5) del cuadro 33 figuran los valores de $\Delta P(i)$ para todos los grupos de edad. Adviértase que para los grupos 1 y 2, el incremento de paridez se considera igual a la paridez observada para los grupos 1 y 2 al momento del segundo censo.

Una vez calculados los incrementos de paridez por cohorte, la paridez media de la cohorte hipotética se obtiene sumando, tal como se indica en las ecuaciones (C.4) a (C.10). La paridez media de los grupos de edad pares se obtiene sumando los incrementos de paridez de las cohortes de numeración par; así, para calcular $P(4, s)$, usando la ecuación (C.5),

$$P(4, s) = \Delta P(2) + \Delta P(4)$$

$$= 0.9940 + 2.9565$$

$$= 3.9505$$

Para los grupos de edad impares, la paridez media de una cohorte hipotética se calcula sumando los incrementos de paridez de las cohortes de numeración impar; así, para calcular $P(5, s)$ usando la ecuación (C.9),

$$P(5, s) = \Delta P(1) + \Delta P(3) + \Delta P(5)$$

$$= 0.1309 + 2.3373 + 2.7860$$

$$= 5.2542$$

En la columna (6) del cuadro 33 figura la paridez media de la cohorte hipotética para el período 1960-1970.

*Paso 3: interpolación entre la paridez de la cohorte hipotética para estimar la fecundidad acumulada.* Usando las ecuaciones (C.11) a (C.13), se estima la fecundidad acumulada a partir de la paridez media obtenida en el paso 2. Se supone que $\phi(0, s) = 0{,}0$, por lo que, para $i = 1$,

$$\phi(1, s) = 0.9283(0.1309) + 0.4547(0.9940) -$$

$$0.0585(2.4682) = 0.4291$$

CUADRO 33. PARIDEZ MEDIA EN 1960 Y 1970, INCREMENTOS DE LA PARIDEZ POR COHORTE Y PARIDEZ MEDIA DE LA COHORTE HIPOTÉTICA INTERCENSAL, TAILANDIA

| *Grupo de edad* (1) | *Indice i* (2) | *Paridez media* | | *Incremento de la paridez por cohorte* (5) | *Paridez de la cohorte hipotética* (6) |
|---|---|---|---|---|---|
| | | *1960* (3) | *1970* (4) | | |
| 15-19 ..... | 1 | 0.0717 | 0.1309 | 0.1309 | 0.1309 |
| 20-24 ..... | 2 | 0.8621 | 0.9940 | 0.9940 | 0.9940 |
| 25-29 ..... | 3 | 2.2959 | 2.4090 | 2.3373 | 2.4682 |
| 30-34 ..... | 4 | 3.7825 | 3.8186 | 2.9565 | 3.9505 |
| 35-39 ..... | 5 | 4.9840 | 5.0819 | 2.7860 | 5.2542 |
| 40-44 ..... | 6 | 5.7328 | 5.9210 | 2.1385 | 6.0890 |
| 45-49 ..... | 7 | 5.9135 | 6.1201 | 1.1361 | 6.3903 |

Para otros valores de $i$, se usan los valores previamente estimados de $\phi$ para introducirlos en la ecuación (C.11). Por ejemplo:

$$\phi(3, s) = 0.9283(2.4682) + 0.4547(3.9505) - 0.0585(5.2542) - 0.3245(1.6747) = 3.2367$$

Cuando $i = 6$, se usa la ecuación (C.12), como figura a continuación:

$$\phi(6, s) = 0.0209(3.9505) - 0.5574(5.2542) + 1.0478(6.0890) + 0.2869(6.3903) + 0.2018(4.6498) = 6.3056$$

Por último, para $i = 7$,

$$\phi(7, s) = 1.007(6.3903) = 6.4350$$

La columna (4) del cuadro 34 lista todos los valores de $\phi(i, s)$.

*Paso 4: cálculo de las tasas intercensales de fecundidad por edades.* Usando la ecuación (C.14), se obtienen las tasas de fecundidad por edades a partir de los valores de la fecundidad acumulada, $\phi(i, s)$, hallando la diferencia entre valores sucesivos de $\phi(i, s)$ y dividiéndola entre cinco para obtener la tasa anual; $\phi(1, s)$ es la fecundidad acumulada par la edad 20, por lo que

$$f(1, s) = \phi(1, s)/5,$$

pero después,

$$f(i, s) = (\phi(i, s) - \phi(i-1, s))/5.$$

Para dar dos ejemplos:

$$f(1, s) = 0.4291/5 = 0.0858$$

y

$$f(6, s) = (\phi(6, s) - \phi(5, s))/5 = (6.3056 - 5.7635)/5 = 0.1084$$

en la columna (5) del cuadro 34 figura el conjunto completo de valores de $f(i, s)$.

*Paso 5: cálculo de la fecundidad global y de la tasa de natalidad.* La fecundidad global estimada para el período intercensal se conoce inmediatamente al ser igual a $\phi(7, s)$, o en este caso, 6,44. Puede obtenerse una estimación aproximada de la tasa de natalidad estimando la población femenina a mediados del período intercensal por grupos de edad sumando las poblaciones de 1960 y 1970 y dividiendo entre dos, y estimando después el número promedio de nacimientos anuales esperados de esta población femenina multiplicando por las tasas de fecundidad por edades que figuran en el cuadro 34. La suma de los nacimientos resultantes por grupos de edad dividida entre la población total de mediados del período estimada como el promedio de las poblaciones totales de 1960 y 1970 produce la tasa de natalidad estimada. Este puede usarse porque los censos son las fuentes de los datos básicos. A título de ejemplo, la población femenina promedio para el grupo de 25 a 29 años, $N(3, s)$, se calcula de la siguiente manera:

$$N(3, s) = (N(3, 1) + N(3, 2))/2.0 = (1{,}046{,}464 + 1{,}143{,}377)/2.0 = 1{,}094{,}921$$

El número anual de mujeres que dan a luz en este grupo de edad se encuentra entonces multiplicando por la $f(3, s)$ estimada. Así, si el número de nacimientos del grupo de edad $i$ se denota por $B(i, s)$,

$B(i, s)$,

$$B(3, s) = N(3, s) f(3, s) = (1{,}094{,}921)(0.3124) = 342{,}053$$

Repitiendo estos pasos para otros valores de $i$ y sumando todos los valores de $B(i, s)$, resulta un número total de nacimientos de 1.355.416. Dado que la población total en 1960 era 26.257.916 y en 1970 34.397.374, la población media a mitad del período es 30.327.645, y la tasa de natalidad $b$ puede estimarse así:

$$b = 1{,}355{,}416/30{,}327{,}645 = 0.0447$$

Cabe hacer ciertas observaciones sobre los resultados obtenidos. Nótese que la paridez media de la cohorte hipotética es superior a cualquiera de los valores observados, confirmando el hecho de que aquella paridez es muy sensible a cambios en el nivel de fecundidad. Sin

CUADRO 34. PARIDEZ MEDIA DE LA COHORTE HIPOTÉTICA, FECUNDIDAD ACUMULADA Y TASAS DE FECUNDIDAD POR EDADES, TAILANDIA 1960-1970

| *Grupo de edad* (1) | *Indice i* (2) | *Paridez de la cohorte hipotética P(i,s)* (3) | *Fecundidad acumulada* (4) | *Tasas intercensales de fecundidad por edades f(i,s)* (5) | *Tasas de fecundidad por edades a partir de los nacimientos registrados* (6) |
|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 ..... | 1 | 0.1309 | 0.4291 | 0.0858 | 0.0606 |
| 20-24 ..... | 2 | 0.9940 | 1.6747 | 0.2491 | 0.2781 |
| 25-29 ..... | 3 | 2.4682 | 3.2367 | 0.3124 | 0.3153 |
| 30-34 ..... | 4 | 3.9505 | 4.6498 | 0.2826 | 0.2724 |
| 35-39 ..... | 5 | 5.2542 | 5.7635 | 0.2227 | 0.2248 |
| 40-44 ..... | 6 | 6.0890 | 6.3056 | 0.1084 | 0.1132 |
| 45-49 ..... | 7 | 6.3903 | 6.4350 | 0.0259 | 0.0285 |

embargo, es también muy vulnerable a errores, especialmente a los que tienden a afectar más a uno de los conjuntos de paridez observada que al otro. Con todo, cuando las tasas de fecundidad estimadas a partir del método de la cohorte hipotética se comparan con las derivadas de los nacimientos registrados en Tailandia durante el período intercensal y ajustados como se describe en la subsección B.4 *d*) (los datos que figuran en la columna (6) del cuadro 34 fueron copiados del cuadro 19), la semejanza resulta alentadora, aunque las diferencias para los dos primeros grupos de edad y el último son bastante pronunciadas.

Por lo general, siempre que existan los datos adicionales necesarios, el procedimiento descrito en la subsección B.4 c) para comparar tasas de fecundidad intercensales acumuladas con la paridez media de la cohorte hipotética es preferible al descrito aquí, por ser menos sensible a las omisiones de hijos nacidos vivos en las declaraciones de las mujeres de mayor edad.

A continuación se ilustra el caso del intervalo de cinco años. Como los pasos 1, 3 y 4 son idénticos a los que se acaban de describir, se indican simplemente los resultados obtenidos; el paso 2A, sin embargo, se describe en detalle.

*Paso 1: cálculo de la paridez media para cada recuento.* En las columnas (3) y (4) del cuadro 35 figura la paridez media para 1970 y 1975, respectivamente.

*Paso 2A: cálculo de la paridez media de la cohorte hipotética: período intercensal de cinco años.* Usando la ecuación (C.1), los incrementos de paridez por cohortes se calculan restando de cada paridez registrada en 1975 la paridez de la cohorte correspondiente, cinco años más joven, en 1970.

Así, en el caso del grupo de 30 a 34 años de edad en 1975,

$$\Delta P(4) = P(4, 2) - P(3, 1) = 3.4851 - 2.4090 = 1.0761$$

Los valores de $\Delta P(i)$ para todos los casos figuran en la columna (5) del cuadro 35. Debe tenerse en cuenta que $\Delta P(1)$ se considera igual a $P(1, 2)$.

La paridez media de la cohorte hipotética se obtiene acumulando los incrementos de paridez de las cohortes sucesivas. Según la ecuación (C.2),

$$P(i, s) = \sum_{j=1}^{i} \Delta P(j)$$

Así, $P(4, s)$ se calcula sumando los valores de $\Delta P(i)$ de 1 a 4:

$$P(4, s) = \Delta P(1) + \Delta P(2) + \Delta P(3) + \Delta P(4)$$

$$= 0.1274 + 0.7530 + 1.1322 + 1.0761$$

$$= 3.0887$$

CUADRO 35. PARIDEZ MEDIA EN 1970 Y 1975, INCREMENTOS DE LA PARIDEZ POR COHORTE Y PARIDEZ MEDIA DE LA COHORTE HIPOTÉTICA, TAILANDIA

| *Grupo de edad* (1) | *Indice i* (2) | *Paridez media* 1970 (3) | *Paridez media* 1975 (4) | *Incremento de la paridez por cohorte* (5) | *Paridez de la cohorte hipotética* (6) |
|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 0.1309 | 0.1274 | 0.1274 | 0.1274 |
| 20-24 | 2 | 0.9940 | 0.8839 | 0.7530 | 0.8804 |
| 25-29 | 3 | 2.4090 | 2.1262 | 1.1322 | 2.0126 |
| 30-34 | 4 | 3.8186 | 3.4851 | 1.0761 | 3.0887 |
| 35-39 | 5 | 5.0819 | 4.6595 | 0.8409 | 3.9296 |
| 40-44 | 6 | 5.9210 | 5.6969 | 0.6150 | 4.5446 |
| 45-49 | 7 | 6.1201 | 6.3121 | 0.3911 | 4.9357 |

Los demás valores se obtienen de modo similar, y el conjunto completo para la cohorte hipotética figura en la columna (6) del cuadro 35. Nótese que cuando el intervalo entre recuentos es de cinco años, hay sólo una cadena de sumas.

*Paso 3: interpolación entre la paridez de la cohorte hipotética para estimar la fecundidad acumulada.* Como en el caso del intervalo de 10 años, la fecundidad acumulada se estima usando las ecuaciones (C.11) a (C.13). Cuando $i = 1$, $\phi(0, s)$ se supone igual a cero. En otros casos, la aplicación es inmediata. El conjunto completo de estimaciones de $\phi(i, s)$ figura en la columna (4) del cuadro 36.

*Paso 4: cálculo de las tasas de fecundidad por edades para el período entre recuentos.* Las tasas de fecundidad por edades se obtienen restando la fecundidad acumulada hasta el límite inferior de cada grupo de edad de la acumulada hasta el límite superior y dividiendo el resultado por cinco, tal como se indica en la ecuación (C.14).

CUADRO 36. PARIDEZ MEDIA DE LA COHORTE HIPOTÉTICA, FECUNDIDAD ACUMULADA Y TASAS DE FECUNDIDAD POR EDADES, TAILANDIA, 1970-1975

| *Grupo de edad* (1) | *Indice i* (2) | *Paridez de la cohorte hipotética P(i, s)* (3) | *Fecundidad acumulada entre recuentos* (4) | *Tasa de fecundidad por edades f(i, s)* (5) |
|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 0.1274 | 0.4008 | 0.0802 |
| 20-24 | 2 | 0.8804 | 1.4217 | 0.2042 |
| 25-29 | 3 | 2.0126 | 2.5815 | 0.2320 |
| 30-34 | 4 | 3.0887 | 3.5505 | 0.1938 |
| 35-39 | 5 | 3.9296 | 4.2734 | 0.1446 |
| 40-44 | 6 | 4.5446 | 4.7686 | 0.0990 |
| 45-49 | 7 | 4.9357 | 4.9702 | 0.0403 |

Por ejemplo,

$$f(2, s) = (\phi(2, s) - \phi(1, s))/5$$
$$= (1.4217 - 0.4008)/5$$
$$= 0.2042$$

En la columna (5) del cuadro 36 figura el conjunto completo de las tasas de fecundidad $f(i, s)$ para el período entre recuentos (1970-1975).

*Paso 5: cálculo de la fecundidad global y de la tasa de natalidad.* La fecundidad global es igual al valor de $\phi(7, s)$, esto es, 4,97. Es más difícil en este caso estimar la tasa de natalidad, ya que la población de 1975 procede de una encuesta por muestreo, y la población a mediados del período no puede obtenerse con la media de las poblaciones de 1970 y 1975. Sin embargo, se puede obtener una estimación aproximada de la tasa de natalidad durante el período entre recuentos calculando las tasas de natalidad para 1970 y para 1975 implícitas en las tasas de fecundidad estimadas y promediándolas. Los nacimientos en 1970 (no una estimación del número real de nacimientos en 1970, sino más bien el número de nacimientos que hubiesen ocurrido en 1970 dada la fecundidad estimada para el período entre recuentos) se obtienen sumando los productos de la población femenina enumerada que figura en la columna (5) del cuadro 32 y las tasas estimadas de fecundidad por edades que figuran en la columna (5) del cuadro 36; la tasa de natalidad se halla entonces dividiendo esa suma entre la población total de 1970. Los nacimientos totales son 1.141.687, y la población total enumerada asciende a 34.397.374, por lo que la tasa de natalidad estimada es 0,0332. Los nacimientos para 1975 se estiman sumando los productos de la población femenina de 1975 (columna (7) del cuadro 32) y las tasas de fecundidad estimadas (columna (5) del cuadro 36) para obtener 7.959 nacimientos; como la población total cubierta por la encuesta de 1975 fue 230.060, la tasa de natalidad estimada es 0,0346. Por lo tanto, una estimación de la tasa de natalidad entre recuentos se obtiene promediando las dos obtenidas arriba, lo que produce un valor final de 0,0339.

Para concluir, puede mencionarse que mientras entre 1960 y 1970 cada paridez media de la cohorte hipotética era mayor que la paridez registrada para los puntos inicial y final, entre 1970 y 1975 la paridez media de la cohorte hipotética es menor que la paridez registrada en los puntos inicial y final. La indoneidad de este método para situaciones en las que la fecundidad ha cambiado queda así claramente demostrada. Hay que recordar, sin embargo, que los resultados se verán seriamente distorsionados si las mujeres tienden a omitir hijos nacidos vivos en sus declaraciones o si el grado de omisión cambia entre un recuento y el siguiente.

## D. Estimación de la fecundidad a partir de información sobre hijos nacidos vivos clasificados por duración del matrimonio

### 1. *Fundamento y justificación del método*

La mayor parte de los métodos propuestos para estimar la fecundidad de períodos a partir de datos sobre hijos nacidos vivos son afectados por errores no triviales en la declaración de la edad. Si en una población dada hay menos distorsiones en la declaración de la duración del matrimonio que en la de la edad, un método que estime la fecundidad de período usando datos sobre hijos nacidos vivos clasificados por duración del matrimonio puede producir mejores estimaciones de la fecundidad que otro basado en datos clasificados por edad. Otra ventaja del primero es que los patrones de fecundidad por duración del matrimonio son más uniformes que los patrones por edad, por lo que el método resistirá mejor cambios recientes en la nupcialidad.

Coale, Hill y Trussell[10] han propuesto un método de estimación que se denomina aquí "método del cociente *P/P**". Sin embargo, su aplicabilidad se ve limitada por el hecho de que sólo puede usarse en poblaciones en las que no hay y ha habido control voluntario de la fecundidad y en las que sólo una pequeña proporción de todos los nacimientos ocurre fuera del matrimonio. En cambio, este método no requiere que la edad al matrimonio sea básicamente constante.

La justificación del procedimiento propuesto puede hacerse fácilmente. El patrón por edades de la fecundidad natural, definida como la fecundidad marital en la ausencia de control voluntario de la natalidad[11], es muy similar en poblaciones distintas, aunque sus niveles de fecundidad puedan diferir. Además, la fecundidad natural no varía mucho a partir del comienzo de la madurez reproductiva (en torno a los 20 años de edad) hasta pasados los 30, cuando comienza un descenso bastante pronunciado. Por tanto, las poblaciones que contraen matrimonio a edades tempranas y que no practican un control voluntario de la natalidad exhiben patrones bastante similares (aunque no necesariamente niveles similares) de fecundidad por duración del matrimonio. Así pues, excepto para un factor escalar, la curva de la paridez media por duración del matrimonio para diferentes poblaciones sujetas a la fecundidad natural es similar. Es posible, por tanto, comparar la paridez media declarada (para duraciones del matrimonio de menos de 5 años, de 5 a 9 años y de 10 a 14 años) con una norma que refleje el patrón típico de la fecundidad natural y determinar, así, el nivel de fecundidad natural de la población considerada. La fecundidad marital puede entonces hacerse igual a la fecundidad natural de la norma multiplicada por el nivel estimado para la población estudiada, y puede obtenerse una estimación de la fecundidad total por edades como el producto de la proporción de mujeres casadas por la fecundidad marital estimada para cada grupo de edad. En la práctica, al seleccionar la norma de fecundidad natural, hay que dejar cierto margen de variación para la distribución por edades al contraer matrimonio y para el efecto que esta distribución ejerce a través de las variaciones conocidas, aunque pequeñas, de la fecundidad natural con la edad.

[10] Ansley J. Coale, Allan G. Hill y T. James Trussell, "A new method of estimating standard fertility measures from incomplete data", *Population Index*, vol. 41, No. 2 (abril de 1975), págs. 182 a 212.

[11] Louis Henry, "Some data on natural fertility", *Eugenics Quarterly*, vol. XIII, No. 2 (junio de 1961), págs. 81 a 91.

Al usar este método, se suscita el problema de cuáles mujeres considerar. La norma de paridez media por duración del matrimonio, $P^*(i)$, se refiere sólo a mujeres que se encuentran en su primera unión. Luego, para estimar el nivel de la fecundidad natural, sólo deberían usarse las declaraciones de mujeres que se encuentran aún en su primera unión. Es claro que una estimación de la fecundidad obtenida a partir de este tipo de datos no se referirá a todas las mujeres casadas. Además, por lo general los datos sobre fecundidad no se tabulan específicamente para mujeres todavía en su primera unión. Por lo tanto, a menudo resulta necesario usar otro tipo de datos. La paridez media para todas las mujeres casadas aún por tiempo transcurrido desde la primera unión, sea cual sea su número de uniones, ofrece una alternativa. El uso de estos datos hace posible la estimación del nivel de la fecundidad natural experimentada por todas las mujeres casadas aún, pero el efecto del "tiempo perdido" entre uniones afectará los cocientes entre la paridez observada por grupos de duración, $P(i)$, y la paridez correspondiente derivada de la norma, $P^*(i)$. Estos cocientes se denotan por $R(i)$, donde $i$ indical el grupo de duración del matrimonio, correspondiendo 1 al grupo 0 a 4, 2 al grupo 5 a 9, y así sucesivamente. El efecto del "tiempo perdido" aumentará con la duración del matrimonio, ya que la probabilidad de disolución marital, al menos debida a viudez, aumenta con el tiempo transcurrido desde la primera unión, mientras que la rapidez de las segundas nupcias puede decrecer. Si los matrimonios son bastante estables, sin embargo, tal efecto (una tendencia de los cocientes $R(i)$ a decrecer con $i$) será pequeño, y el uso de datos para todas las mujeres casadas aún es probablemente la mejor opción cuando se dispone de ellos. La tercera posibilidad es usar la paridez media para todas las mujeres casadas alguna vez. En tal caso, el problema del "tiempo perdido" entre uniones o después de la última será más serio, y la tendencia de los cocientes $R(i)$ a decrecer con $i$ será más pronunciada. El uso de un nivel (o factor de ajuste) de la fecundidad natural basado en los primeros tres grupos de duración para estimar la fecundidad de las mujeres casadas alguna vez en todos los grupos de edad sobrestimará la fecundidad de los grupos de mayor edad, en donde la proporción de las mujeres casadas aún es pequeña. Esta tercera posibilidad no debería usarse a menos que los datos estén sólo tabulados para las mujeres casadas alguna vez. En casos de este tipo, sin embargo, aunque la información sobre paridez está disponible sólo para mujeres casadas alguna vez, los datos sobre estado civil pueden mostrar a las mujeres casadas aún clasificadas por grupos quinquenales de edad. En tal caso los sesgos esperados en las estimaciones finales de las tasas de fecundidad por edad pueden minimizarse mediante una combinación de dos estrategias: seleccionando un factor de ajuste para la fecundidad natural sobre la base de los tres primeros grupos de duración y usando las proporciones observadas de mujeres casadas aún para ponderar la norma de fecundidad natural.

Como en el caso del método que usa datos sobre hijos nacidos vivos clasificados por edad, los diferentes factores de ajuste obtenidos al evaluar los cocientes entre la paridez observada y la esperada para un grupo de duración dado serán aproximadamente iguales para los diferentes grupos de duración. Diferencias no triviales entre los cocientes relativos a diferentes grupos de duración indicarán o bien que las hipótesis no son satisfactorias (por ejemplo, la población no está sujeta a la fecundidad natural) o que los datos pueden estar afectados por un número sustancial de declaraciones erróneas.

Como el método $P/P^*$ se aplica sólo a poblaciones en las que se practica poco el control voluntario de la natalidad y donde es poco frecuente la procreación por mujeres no casadas, no debería usarse (al menos sin grandes ajustes *ad hoc*) para partes de Africa y América Latina donde existen varias formas de cohabitación distintas del matrimonio legal y donde una proporción apreciable de todos los nacimientos son ilegítimos.

Asimismo, este método no es aplicable sin modificación a poblaciones, como la de la India, donde muchos matrimonios se celebran antes de la edad de la menarquia y donde no existe una relación estrecha entre la edad al casarse y la edad en que se inicia la exposición al riesgo de concebir. En algunas poblaciones musulmanas en las que este método es potencialmente aplicable (con fecundidad natural y muy poca ilegitimidad), la fecha del matrimonio para muchas parejas precede por un período considerable el comienzo de la cohabitación. Por tal motivo, la paridez media observada por duración del matrimonio es menor de lo que cabría esperar, especialmente para el primer intervalo de duración, en el que la proporción de mujeres sin hijos es mayor de lo que podría esperarse en una población que no practica la anticoncepción. Coale, Hill y Trussell[12] describen un procedimiento para ajustar las estimaciones de fecundidad teniendo en cuenta los efectos del retraso en la cohabitación después del matrimonio.

El problema inverso se da en países donde las uniones consensuales constituyen una proporción apreciable de todas las uniones y donde la duración del matrimonio declarada puede ser más bien la de la unión actual o el tiempo transcurrido desde el principio de la primera unión estable, que el transcurrido desde la primera unión. En tales casos, la paridez media para cada grupo de duración, y para el primer grupo en particular, será muy alta. Coale, Hill y Trussell[13] también describen un procedimiento para estimar el grado promedio de cualquier falta de correspondencia entre la duración declarada y la duración aparente de la cohabitación a partir de las proporciones de mujeres con al menos un hijo en los grupos de duración 1 y 2.

En este *Manual* no se describe ningún procedimiento de ajuste que pueda aplicarse a los datos básicos antes de usar el método $P/P^*$. El motivo principal de esta omisión es la escasa probabilidad de que alguna población siga actualmente sujeta a la fecundidad natural dentro del matrimonio y carezca, al mismo tiempo, de

[12] A. J. Coale, A. G. Hill y T. J. Trussell, *loc. cit.*
[13] *Ibid.*

información aceptable sobre el patrón de fecundidad marital vigente.

Si se dispone de datos que permitan estimar el patrón de la fecundidad marital, tales como nacimientos ocurridos durante un determinado año clasificados por la duración del matrimonio de la madre, puede usarse otro método, análogo al descrito en la subsección B.2, para comparar las tasas de fecundidad por períodos con la paridez media declarada y ajustar el nivel de las primeras con la segunda. Una vez más, la fecundidad acumulada representa la paridez alcanzada al llegar al extremo superior de cada grupo de duración y no es, por tanto, estrictamente comparable con la paridez media, pero una medida equivalente a la paridez, $G(i)$, puede estimarse interpolando entre valores consecutivos de la fecundidad acumulada. El proceso de interpolación será, de hecho, más satisfactorio que en el caso de los datos clasificados por edad, ya que es probable que el patrón de la fecundidad acumulada por duración sea más regular que el de la fecundidad acumulada por edades. Asimismo, este método se verá menos afectado por cambios en la edad al contraer matrimonio que el método basado en datos clasificados por edad y no requiere que la fecundidad marital tenga el mismo patrón que la natural. Este procedimiento se denomina "método *P/G*".

Pese a sus ventajas, el método *P/G* no es inmune a los efectos de errores presentes con frecuencia en los datos básicos. Dos tipos de errores son comunes:

*a*) Que las mujeres sin hijos sean catalogadas incorrectamente al incluirse entre aquellas cuya paridez no fue declarada. La presencia de este tipo de error se revela por un descenso pronunciado en la proporción de mujeres de paridez desconocida al aumentar la edad o la duración del matrimonio, paralelamente al descenso genuino de la proporción de mujeres sin hijos. Si los casos clasificados como "paridez desconocida" se omiten de los cálculos, la paridez media se sobrestimará, particularmente en el grupo de duración 0 a 4, mientras que si a todas esas mujeres se les asigna una paridez cero, la paridez media se subestimará. El-Badry[14] propuso un método de ajuste, descrito en el anexo II;

*b*) Declaraciones erróneas del tiempo transcurrido desde la primera unión (duración del matrimonio). Este error sesga los valores de la paridez media en dos intervalos de duración (tanto el intervalo verdadero como aquel al que se asigna erróneamente a la mujer), ya que la transferencia de mujeres de un intervalo a otro es usualmente selectiva con respecto a su paridez. Por ejemplo, las mujeres que declaran falsamente una duración del primer matrimonio de 5 a 9 años siendo la verdadera de 0 a 4 muy probablemente pertenecerán a una duración cercana al límite superior del intervalo inferior y, por lo general, tendrán una paridez superior a la media del intervalo verdadero, pero inferior a la media del intervalo en el cual están declaradas. Una transferencia hacia arriba —una exageración de la duración— introduce así un sesgo negativo en la paridez media registrada de los dos grupos de duración. Igualmente, es probable que una transferencia hacia abajo incremente la paridez media declarada para ambos, y alguna mezcla de estos dos tipos de transferencia tenderá a reducir las diferencias entre la paridez media de los dos grupos de duración.

Errores en la declaración de la duración del matrimonio son análogos a los errores sobre el período de referencia en la declaración de acontecimientos durante un intervalo fijo, tal como el año anterior, y a los errores en las declaraciones de edad o de la fecha de nacimiento de un hijo. La cuantía y dirección del sesgo introducido probablemente dependerán de cómo está redactada la pregunta usada para captar la duración, así como de la educación del encuestador y del informante, y del contexto cultural general. No está claro cuál es la mejor manera de recolectar datos sobre duración—una pregunta sobre fecha del primer matrimonio, tiempo transcurrido desde el primer matrimonio o edad al momento del primer matrimonio—, pero el primer método parece verse menos afectado por errores de redondeo.

Por último, cuando los datos sobre la fecundidad de período y la información sobre paridez se obtengan de dos fuentes distintas, es importante verificar que la duración del matrimonio se mida de la misma forma en ambas. Si, por ejemplo, la primera fuente registrara la duración del matrimonio actual mientras que la segunda midiese el tiempo transcurrido desde el primer matrimonio, los datos básicos serían incompatibles y no deberían usarse como insumo para el método *P/G*.

### 2. *Estimación del nivel de la fecundidad natural a partir de la paridez por duración del matrimonio*

#### a) *Datos requeridos*

Para aplicar este método se necesitan los datos que figuran a continuación:

*a*) Valor de $a_0$, la edad más temprana en la que un número significativo de matrimonios tienen lugar;

*b*) Población femenina clasificada por grupos quinquenales de edad y estado civil (soltera, casada, viuda y divorciada);

*c*) Número de hijos nacidos vivos clasificados por duración del primer matrimonio y estado civil de sus madres;

*d*) Población total.

#### b) *Procedimiento de cálculo*

A continuación se describen los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de la paridez media declarada por duración del matrimonio.* En el cálculo de la paridez media declarada, $P(i)$, el índice $i$ se refiere a diferentes grupos de duración. Así, $i = 1$ indica el grupo de duración 0 a 4; $i = 2$, el grupo 5 a 9; e $i = 3$, el grupo 10 a 14. $P(i)$ se define como el cociente del número de hijos nacidos vivos de mujeres que aún están casadas en el grupo de duración $i$ con respecto al número de mujeres casadas aún pertenecientes al mismo grupo. Si no se

[14] M. A. El-Badry, "Failure of enumerators to make entries of zero: errors in recording childless cases in population censuses", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 56, No. 296 (diciembre de 1961), págs. 909 a 924.

dispone de datos sobre las mujeres casadas aún, pueden usarse datos sobre mujeres casadas alguna vez (i. e. las no solteras). Sin embargo, como se indicó anteriormente, el uso de estos últimos datos puede introducir sesgos indeseables (véase la subsección D.1). Asimismo, si la proporción de mujeres casadas aún (o alguna vez) cuya paridez no fue declarada no es desdeñable, surge la pregunta de cómo tratar esos casos. Para indicaciones sobre el tratamiento de mujeres cuya paridez no fue declarada, véase la subsección A.2 y el anexo II (corrección de El-Badry).

*Paso 2: cálculo de la edad media de las mujeres solteras al momento de contraer matrimonio.* La edad media de las solteras al casarse, *SMAM*, se calcula a partir de las proporciones de mujeres solteras, clasificadas por grupos de edad, tal como se describe en detalle en el anexo I.

*Paso 3: cálculo de la paridez media esperada por duración del matrimonio.* Para calcular la paridez media esperada, $P^*(i)$, hay que usar la edad media de las mujeres solteras al momento de contraer matrimonio, obtenida en el paso 2, y una estimación de la edad más temprana a la que un número significativo de mujeres se casa, denotada por $a_0$. Por lo general, no se conoce $a_0$ exactamente; pero puede adivinarse con bastante precisión a partir de lo que se conoce de la población estudiada. Sus valores están generalmente comprendidos entre los 12 y los 15 años. Por lo tanto, si se sabe que en la población estudiada tienen lugar matrimonios tempranos, puede escogerse un valor de $a_0$ de 12 a 13. Para una población en la que los matrimonios tempranos no son comunes, un valor de 14 o incluso de 15 puede ser apropiado para $a_0$.

La paridez media esperada por duración del matrimonio se obtiene a partir del cuadro 37, comenzando con un valor entero de $a_0$, y estimando luego $P^*(1)$, $P^*(2)$ y $P^*(3)$ por interpolación entre columnas, usando el valor observado de la edad media de las mujeres solteras al contraer matrimonio.

*Paso 4: selección de un factor de ajuste.* Para seleccionar el factor de ajuste, $K$, se calculan los valores de $R(i)$ como los cocientes de la paridez declarada con respecto a la paridez esperada para cada grupo de duración $i$. Así,

$$R(i) = P(i)/P^*(i) \qquad \text{(D.1)}$$

Los valores de $R(i)$ indican, pues, el nivel de la paridez media declarada en relación con el nivel de la paridez esperada en base a la norma de fecundidad natural. Se calculan en cada caso tres valores de $R(i)$, uno para cada una de las categorías de duración consideradas. Teóricamente, los tres valores sin excepción deberían ser iguales; y si lo son, puede seleccionarse el promedio de los tres como factor de ajuste final, $K$, que refleje el nivel de fecundidad natural en la población estudiada. Cuando los valores de $R(i)$ no sean similares o muestren una clara tendencia creciente y decreciente con $i$, no debería usarse el método en su forma más simple. En tal caso, quizá sea menester corregir los datos originales con alguno de los procedimientos mencionados en la subsección D.1.

*Paso 5: cálculo de la fecundidad marital ajustada por edades.* Una vez identificado con éxito un factor de ajuste $K$, se calcula la fecundidad marital por edades ajustada, $g(j)$, para la población de que se trata multiplicando la norma de fecundidad natural que figura en el cuadro 38 por el factor de ajuste $K$.

*Paso 6: cálculo de la fecundidad ajustada por edades.* La fecundidad marital ajustada por edades estimada en el paso 5 puede transformarse en la fecundidad ajustada también por edades, $f(j)$, relativa a la población femenina total (y no sólo a las mujeres casadas aún), suponiendo que toda la procreación ocurre dentro del matrimonio y multiplicando cada tasa de fecundidad marital, $g(j)$, por la proporción de mujeres casadas aún en el grupo de edad considerado. La suma de las tasas de fecundidad por edades, $f(j)$, así obtenidas, multiplicada por cinco, es una estimación de la fecundidad global.

*Paso 7: cálculo de la tasa de natalidad ajustada.* Se obtiene la tasa de natalidad ajustada sumando los productos de la fecundidad marital por edades estimada en el paso 5 por el número de mujeres casadas aún en

CUADRO 37. PARIDEZ MEDIA ESPERADA PARA VALORES SELECCIONADOS DE LA EDAD MÁS TEMPRANA A LA QUE UN NÚMERO APRECIABLE DE MUJERES CONTRAE MATRIMONIO Y DE LA EDAD MEDIA DE LAS MUJERES SOLTERAS AL MOMENTO DE CASARSE CUANDO LA FECUNDIDAD MARITAL CORRESPONDE AL NIVEL INDICADO EN EL CUADRO 38

| *Edad más temprana al matrimonio* $a_0$ | *Indice* $i$ | *Grupo de duración* | *Paridez media, P(i), para edades medias de las mujeres solteras al casarse iguales a:* | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | *18* | *19* | *20* | *21* | *22* | *23* | *24* | *25* | *26* | *27* |
| *(1)* | *(2)* | *(3)* | *(4)* | *(5)* | *(6)* | *(7)* | *(8)* | *(9)* | *(10)* | *(11)* | *(12)* | *(13)* |
| 12..... | 1 | 0-4 | 1.072 | 1.090 | 1.097 | 1.097 | 1.091 | 1.080 | 1.066 | 1.050 | 1.032 | 1.012 |
| | 2 | 5-9 | 3.338 | 3.337 | 3.316 | 3.279 | 3.230 | 3.171 | 3.106 | 3.036 | 2.963 | 2.888 |
| | 3 | 10-14 | 5.500 | 5.445 | 5.364 | 5.261 | 5.141 | 5.009 | 4.868 | 4.722 | 4.575 | 4.427 |
| 13..... | 1 | 0-4 | 1.097 | 1.113 | 1.119 | 1.117 | 1.109 | 1.097 | 1.081 | 1.063 | 1.043 | 1.021 |
| | 2 | 5-9 | 3.385 | 3.381 | 3.357 | 3.318 | 3.266 | 3.205 | 3.136 | 3.062 | 2.984 | 2.904 |
| | 3 | 10-14 | 5.555 | 5.501 | 5.419 | 5.315 | 5.192 | 5.054 | 4.907 | 4.754 | 4.598 | 4.442 |
| 14..... | 1 | 0-4 | 1.120 | 1.135 | 1.138 | 1.134 | 1.125 | 1.111 | 1.093 | 1.074 | 1.052 | 1.029 |
| | 2 | 5-9 | 3.424 | 3.417 | 3.392 | 3.351 | 3.298 | 3.234 | 3.163 | 3.085 | 3.004 | 2.920 |
| | 3 | 10-14 | 5.601 | 5.548 | 5.467 | 5.362 | 5.237 | 5.097 | 4.944 | 4.784 | 4.621 | 4.456 |
| 15..... | 1 | 0-4 | 1.140 | 1.152 | 1.154 | 1.148 | 1.137 | 1.122 | 1.104 | 1.083 | 1.060 | 1.036 |
| | 2 | 5-9 | 3.455 | 3.446 | 3.419 | 3.377 | 3.324 | 3.260 | 3.187 | 3.107 | 3.022 | 2.935 |
| | 3 | 10-14 | 5.638 | 5.585 | 5.505 | 5.402 | 5.278 | 5.137 | 4.981 | 4.816 | 4.644 | 4.472 |

CUADRO 38. TASAS DE FECUNDIDAD MARITAL POR EDADES PARA LA NORMA DE FECUNDIDAD NATURAL

| *Grupo de edad (1)* | *Indice j (2)* | *Tasa de fecundidad marital (3)* |
|---|---|---|
| 10-14 | 0 | 0.1350 |
| 15-19 | 1 | 0.4112 |
| 20-24 | 2 | 0.4694 |
| 25-29 | 3 | 0.4418 |
| 30-34 | 4 | 0.3988 |
| 35-39 | 5 | 0.3226 |
| 40-44 | 6 | 0.1668 |
| 45-49 | 7 | 0.0252 |
| Tasa global de fecundidad marital | | 11.8540 |

los respectivos grupos de edad y dividiendo ese total (que es una estimación del número total de nacimientos) entre la población total.

c) *Un ejemplo detallado*

En los cuadros 39 y 40 figuran datos del censo de 1976 de Egipto. Como la incidencia de nacimientos ilegítimos es muy baja en la población egipcia y como hay poca información que acredite la existencia de un descenso de la fecundidad marital, puede usarse el método descrito para estimar las tasas de fecundidad por edades.

CUADRO 39. HIJOS NACIDOS VIVOS Y MUJERES CASADAS ALGUNA VEZ, POR TIEMPO TRANSCURRIDO DESDE EL PRIMER MATRIMONIO, EGIPTO, 1976

| *Grupo de duración (1)* | *Indice i (2)* | *Mujeres casadas alguna vez (3)* | *Hijos nacidos vivos (4)* |
|---|---|---|---|
| 0-4 | 1 | 1 249 606 | 964 962 |
| 5-9 | 2 | 1 121 552 | 2 615 104 |
| 10-14 | 3 | 1 078 492 | 3 908 481 |

Los pasos del procedimiento de cálculo se ilustran a continuación.

*Paso 1: cálculo de la paridez media declarada por duración del matrimonio.* Los valores de la paridez media declarada, $P(i)$, se obtienen dividiendo cada uno de los rubros de la columna (4) del cuadro 39 (número de hijos nacidos vivos) por los correspondientes de la columna (3) de ese cuadro (número de mujeres casadas alguna vez en cada grupo de duración). En la columna (3) del cuadro 41 figura el conjunto final de cifras de paridez. A título de ejemplo, $P(2)$ se calcula aquí:

$$P(2) = 2{,}615{,}104/1{,}121{,}552 = 2.3317.$$

CUADRO 40. MUJERES QUE PERMANECEN SOLTERAS TODA SU VIDA Y NÚMERO TOTAL DE MUJERES, POR GRUPOS DE EDAD, EGIPTO, 1976

| *Grupo de edad (1)* | *Indice i (2)* | *Mujeres solteras (3)* | *Número total de mujeres (4)* | *Proporción de mujeres solteras (5)* | *Proporción de mujeres casadas aún (6)* |
|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 1 540 388 | 1 849 952 | 0.8327 | 0.1617 |
| 20-24 | 2 | 605 528 | 1 556 231 | 0.3891 | 0.5899 |
| 25-29 | 3 | 190 214 | 1 359 752 | 0.1399 | 0.8268 |
| 30-34 | 4 | 76 995 | 1 088 690 | 0.0707 | 0.8774 |
| 35-39 | 5 | 48 737 | 1 027 457 | 0.0474 | 0.8756 |
| 40-44 | 6 | 46 062 | 944 083 | 0.0488 | 0.8096 |
| 45-49 | 7 | 28 491 | 736 495 | 0.0387 | 0.7681 |
| 50-54 | 8 | 33 259 | 739 863 | 0.0450 | 0.6217 |

Debe tenerse en cuenta que en este caso se usan los datos sobre mujeres casadas alguna vez porque los datos sobre hijos nacidos vivos por duración del matrimonio no fueron tabulados por estado civil de la madre al momento del censo.

CUADRO 41. PARIDEZ MEDIA DECLARADA Y ESPERADA, POR DURACIÓN DEL MATRIMONIO, EGIPTO, 1976

| *Grupo de duración (1)* | *Indice i (2)* | *Paridez media declarada P(i) (3)* | *Paridez media esperada P*(i) (4)* | *Cociente entre la paridez declarada y la esperada R(i) = P(i)/P*(i) (5)* |
|---|---|---|---|---|
| 0-4 | 1 | 0.772 | 1.127 | 0.69 |
| 5-9 | 2 | 2.332 | 3.312 | 0.70 |
| 10-14 | 3 | 3.624 | 5.270 | 0.69 |

*Paso 2: cálculo de la edad media de las mujeres solteras al momento de contraer matrimonio.* La edad media de las solteras al casarse se calcula a partir de la proporción de mujeres solteras en cada grupo de edad, tal como se explica en el anexo I. Las proporciones de solteras figuran en la columna (5) del cuadro 40. Se calculan dividiendo los rubros de la columna (3) por los de la columna (4) de ese cuadro. A título de ejemplo, se calcula a continuación la proporción de solteras en el grupo de 30 a 34 años, denotada por $U(4)$:

$$U(4) = 76{,}995/1{,}088{,}690 = 0.0707.$$

Siguiendo el procedimiento descrito en detalle en el anexo I, con $RN = U(7)$, el valor de la edad media de las mujeres solteras al momento de contraer matrimonio resulta ser 21,74 años.

*Paso 3: cálculo de la paridez media esperada por duración del matrimonio.* Se sabe que las mujeres empiezan a casarse relativamente tardíamente en Egipto, por lo que se supone que $a_0$ es 14. La paridez media esperada, $P(i)$, se obtiene interpolando entre los valores que figuran en el cuadro 37, en base a el valor de $a_0$ y el valor estimado de la edad media de las mujeres solteras al casarse. El cuadro 42 ilustra de qué modo se hace esta interpolación. Para una descripción del procedimiento de interpolación lineal, véase el anexo IV. Como los valores para $a_0 = 14$ se dan sólo para edades medias

de las mujeres solteras al momento de casarse que sean iguales a un número entero de años, las dos edades medias que engloban el valor observado identifican los valores de $P^*(i)$ entre los que hay que realizar la interpolación. En este caso, esas edades son 21 y 22. Por tanto, el factor de interpolación $\Theta$ se calcula como sigue:

$$\Theta = (22-21.74)/(22-21) = 0.26$$

Este factor de interpolación se usa entonces para ponderar los valores adyacentes de la paridez esperada de la siguiente manera:

$$P^*(i) = \Theta P^*_{21}(i) + (1-\Theta)P^*_{22}(i)$$

El conjunto final de los valores de $P^*(i)$ figura en la columna (5) del cuadro 42.

CUADRO 42. CÁLCULO DE LA PARIDEZ MEDIA ESPERADA POR GRUPOS DE DURACIÓN, EGIPTO, 1976

| *Grupo de duración* (1) | *Indice i* (2) | *Paridez media esperada, P(i), con:* Edad media al casarse de 21 (3) | Edad media al casarse de 22 (4) | Edad media al casarse de 21,74 (5) |
|---|---|---|---|---|
| 0-4 ..... | 1 | 1.134 | 1.125 | 1.127 |
| 5-9 ..... | 2 | 3.351 | 3.298 | 3.312 |
| 10-14 ..... | 3 | 5.362 | 5.237 | 5.270 |

*Paso 4: selección de un factor de ajuste.* Se selecciona el factor de ajuste, $K$, a partir de los valores de $R(i) = P(i)/P^*(i)$, cocientes entre la paridez declarada y la esperada en cada intervalo de duración. Los valores de $R(i)$ figuran en la columna (5) del cuadro 41. Son claramente muy consistentes. Su tendencia no invalida las hipótesis hechas anteriormente sobre la similitud entre el patrón reciente de la fecundidad marital en Egipto y la de fecundidad natural. Aunque información reciente ha mostrado que en los grandes centros urbanos de Egipto (Cairo y Alejandría) las mujeres limitan su fecundidad mediante el empleo de anticonceptivos, su peso relativo en la población total y el carácter reciente de esas prácticas parecen no haber afectado la fecundidad nacional de manera apreciable. Además, la consistencia de los cocientes observados $R(i)$ no sugiere que el efecto de posponer la cohabitación después del matrimonio revista importancia. Sin embargo, como los sesgos combinados debidos a la cohabitación aplazada y a la adopción de controles de la fecundidad pueden también producir la pauta que se advierte en los cocientes $R(i)$, su importancia no puede medirse adecuadamente en base a estos resultados. Se necesita mayor información para establecer estimaciones definitivos de la fecundidad del país en su conjunto. Pero, continuando con el ejemplo, la elección del promedio de los valores de $R(i)$ como factor de ajuste $K$ es apropiada. Así,

$$K = (0.69+0.70+0.69)/3.0 = 0.69$$

*Paso 5: cálculo de la fecundidad marital ajustada por edades.* En este paso, se calcula la fecundidad marital ajustada por edades, $g(j)$, multiplicando cada rubro de la norma presentada en el cuadro 38 por el factor de ajuste $K$ calculado en el paso anterior. El conjunto resultante de valores $g(j)$ figura en la columna (3) del cuadro 43. Por ejemplo, $g(5)$ es

$$g(5) = (0.69)(0.3226) = 0.2226$$

*Paso 6: cálculo de la fecundidad ajustada por edades.* La fecundidad marital por edades que figura en la columna (3) del cuadro 43 puede transformarse en la fecundidad por edades relativa a todas las mujeres,

CUADRO 43. TASAS AJUSTADAS DE FECUNDIDAD MARITAL Y DE FECUNDIDAD POR EDADES, Y NÚMERO DE NACIMIENTOS, EGIPTO, 1976

| *Grupo de edad* (1) | *Indice i* (2) | *Fecundidad marital ajustada g(j)* (3) | *Fecundidad ajustada f(j)* (4) | *Número estimado de nacimientos B(j)* (5) |
|---|---|---|---|---|
| 15-19 ..... | 1 | 0.2837 | 0.0459 | 84 913 |
| 20-24 ..... | 2 | 0.3239 | 0.1911 | 297 396 |
| 25-29 ..... | 3 | 0.3048 | 0.2520 | 342 658 |
| 30-34 ..... | 4 | 0.2752 | 0.2415 | 262 919 |
| 35-39 ..... | 5 | 0.2226 | 0.1949 | 200 251 |
| 40-44 ..... | 6 | 0.1151 | 0.0932 | 87 989 |
| 45-49 ..... | 7 | 0.0174 | 0.0134 | 9 869 |
| TOTAL | | 1.5427 | 1.0320 | 1 285 995 |

$f(j)$, multiplicando cada una de las tasas estimadas de fecundidad marital por la proporción de mujeres casadas aún en el grupo de edad correspondiente. Tales proporciones, que figuran en la columna (6) del cuadro 40, se obtuvieron de una tabulación que muestra la población femenina clasificada por estado civil y por edad. En este paso se usan las proporciones de mujeres casadas aún en vez de las proporciones de mujeres casadas alguna vez con el objeto de minimizar los sesgos debidos al hecho de que las mujeres casadas alguna vez no han estado, en general, continuamente casadas. Así, las tasas estimadas de fecundidad por edades que aparecen en la columna (4) del cuadro 43 se obtienen como se ilustra a continuación en el caso de $f(3)$:

$$f(3) = (0.3048)(0.8268) = 0.2520$$

Una vez calculadas las tasas de fecundidad por edades, la fecundidad global es igual a cinco veces su suma, esto es,

$$TF = 5.0(1.0320) = 5.16$$

*Paso 7: cálculo de la tasa de natalidad ajustada.* El número de nacimientos esperados cuando las mujeres aún casadas en cada grupo de edad experimenten las tasas estimadas de fecundidad marital, $g(j)$, que figuran en el cuadro 43 y cuando no exista fecundidad ilegítima, puede obtenerse, ya sea multiplicando esas tasas por el número de mujeres casadas aún, o bien, multiplicando las tasas de fecundidad por edades calculadas en el paso anterior, $f(j)$, por el número total de mujeres en cada grupo de edad. Las cifras resultantes de nacimientos estimados por grupos de edad figuran en la columna (5) del cuadro 43. Por ejemplo,

$$B(5) = (0.1949)(1{,}027{,}457) = 200{,}251$$

Sumando el número de nacimientos estimados a lo largo de todas las edades y dividiendo el resultado por la población total, en este caso, 36.626.204 personas, se obtiene una estimación de la tasa de natalidad. Así,

$$b = 1{,}285{,}995/36{,}626{,}204 = 0.0351$$

3. *Comparación de las tasas de fecundidad por duración para un período con la paridez media por grupos de duración*

a) *Datos requeridos*

Se enumeran a continuación los datos necesarios para aplicar este procedimiento:

*a*) Número de hijos nacidos vivos, clasificados por tiempo transcurrido desde el primer matrimonio de la madre (grupos quinquenales de duración);

*b*) Población femenina casada alguna vez (i. e. población femenina no soltera), clasificada por grupos quinquenales de duración del matrimonio (la duración del matrimonio debe medirse como el tiempo transcurrido desde el primer matrimonio);

*c*) Nacimientos en un año, clasificados según duración del primer matrimonio de la madre (esta información se obtiene, ya sea de una encuesta donde se recoja información sobre los nacimientos ocurridos en el año anterior o sobre la fecha del nacimiento más reciente, o bien de un sistema de registro civil).

b) *Procedimiento de cálculo*

A continuación se describen los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de la paridez media declarada por duración del matrimonio.* La paridez media por duración del matrimonio, $P(i)$, se calcula dividiendo el número de hijos nacidos vivos declarados por mujeres en el grupo de duración del matrimonio $i$ entre el número de mujeres en ese grupo de duración. Es importante asegurarse de que los datos están clasificados consistentemente según estado civil: si, por ejemplo, los hijos nacidos son declarados por las mujeres casadas alguna vez, el denominador de la paridez media debe también ser las mujeres casadas alguna vez. Si los hijos nacidos vivos se refieren sólo a mujeres que se encuentran todavía en su primera unión, el denominador usado debe ser las mujeres que siguen en su primer matrimonio, y así sucesivamente. Además, si la proporción de mujeres en la categoría marital seleccionada que no declararon su paridez no es desdeñable, surge la pregunta de cómo tratar esos casos. Para directivas sobre el tratamiento de mujeres cuya paridez no fue declarada, véase la subsección A.2 y el anexo II sobre la corrección propuesta por El-Badry.

*Paso 2: cálculo de las tasas de fecundidad por duración para un período.* Estas tasas, denotadas por $g(i)$, se calculan para cada grupo de duración $i$ dividiendo los nacimientos ocurridos durante un año a mujeres del grupo de duración $i$ (obtenidos ya sea a partir de una pregunta sobre la fecha del nacimiento más reciente en una encuesta o de un sistema de registro civil) entre el número de las mujeres casadas alguna vez en el grupo de duración $i$. Adviértase una vez más que la consistencia debe mantenerse con respecto a las mujeres consideradas: si se usaron en el paso 1 las mujeres casadas alguna vez, deberían usarse de nuevo en este paso (o sea que los nacimientos ocurridos en un año deberían referirse a todas las mujeres casadas alguna vez).

*Paso 3: cálculo de la fecundidad acumulada por duración.* Las tasas de fecundidad por duración, $g(i)$, se suman y multiplican por cinco con el objeto de estimar la fecundidad acumulada hasta el límite superior del grupo de edad $i$, $\Gamma(i)$. Así,

$$\Gamma(i) = 5\left[\sum_{j=1}^{i} g(j)\right] \qquad \text{(D.2)}$$

*Paso 4: estimación de la paridez equivalente por duración.* La paridez equivalente, $G(i)$, se estima por interpolación usando las tasas de fecundidad de período, $g(i)$ y la fecundidad acumulada, $\Gamma(i)$. Como en el caso en el que los datos estaban clasificados por edad, el procedimiento de estimación usa diferentes ecuaciones, dependiendo de cómo se haya medido la duración del matrimonio. Cuando los datos provienen de un sistema de registro civil, es probable que la duración marital registrada sea la transcurrida hasta el momento del nacimiento, y la ecuación de estimación que hay que usar es

$$G(i) = \Gamma(i-1) + 2.917g(i) - 0.417g(i+1) \qquad \text{(D.3)}$$

De ordinario sólo se dispone de la paridez media para cuatro o cinco grupos de duración, esto es, hasta el grupo de duración 15 a 19 ó 20 a 24. Con el objeto de explotar toda la información disponible, se estima el último valor de $G(i)$ usando la ecuación siguiente:

$$G(i) = \Gamma(i-1) + 0.417g(i-1) + 2.083g(i) \qquad \text{(D.4)}$$

Cuando los datos sobre fecundidad de período por duración del matrimonio fueron obtenidos a través de una pregunta sobre nacimientos en el año anterior, la duración registrada del matrimonio será la transcurrida hasta el momento de la encuesta y no la duración al momento del nacimiento; por tanto, las tasas de fecundidad calculadas a partir de tales datos se referirán a grupos de duración desplazados, en promedio, seis meses hacia duraciones menores. Debido a esto se necesita una ecuación diferente para estimar la paridez equivalente. El paralelismo entre este caso y aquel en que los datos se clasifican por edad resulta obvio. Sin embargo, los dos casos no son realmente equivalentes, ya que en el que se trata ahora se supone que la procreación no empieza sino hasta el matrimonio y que si la cohabitación empieza con las primeras nupcias, la explosión de nacimientos nueve meses después y en los meses inmediatamente siguientes compensa el período inmediatamente posterior al matrimonio durante el cual no ocurren nacimientos. El primer período de duración será así de sólo 4,5 años, y en su comienzo, la fecundidad

acumulada será igual a cero. Por ello, para el primer grupo de duración, 0 a 4, $G(i)$ se estima así

$$G(1)=3.137g(1)-0.324g(2) \qquad (D.5)$$

Para los grupos de duración siguientes, las ecuaciones de interpolación generales propuestas por Coale y Trussell en el caso de datos clasificados por edad se usan también para los clasificados por duración:

$$G(i)=\Gamma(i-1)+3.392g(i)-0.392g(i+1) \qquad (D.6)$$

para $i = 2, 3, \ldots, j-1$, y

$$G(j)=\Gamma(j-1)+0.392g(j-1)+2.608g(j) \qquad (D.7)$$

donde el índice $j$ indica el último grupo de duración considerado. Como la fecundidad cambia más suavemente con la duración del matrimonio después de aproximadamente los dos primeros años que lo que lo hace con la edad, no se necesita recurrir a procedimientos de interpolación más sensibles basados en modelos. El procedimiento Coale-Trussell basado en el ajuste de un polinomio de segundo grado a la fecundidad acumulada es adecuado.

*Paso 5: comparación de la paridez media declarada con la paridez equivalente por grupos de duración de matrimonio.* Cuando la fecundidad marital se ha mantenido razonablemente constante, una comparación de la paridez media declarada con la paridez equivalente estimada en base a la fecundidad de período suministra una base para ajustar los nacimientos registrados. Tal comparación resulta de calcular los cocientes $P(i)/G(i)$. Si estos cocientes son suficientemente consistentes por grupo de duración, al menos para los primeros tres o cuatro valores de $i$, puede usarse el promedio de los tres primeros cocientes como factor de ajuste para el número declarado de nacimientos, ya sea que éstos estén clasificados por edad o por duración del matrimonio. El ajuste de nacimientos clasificados por edad de la madre puede ser más útil, pero sólo será válido si el error en los nacimientos declarados es constante tanto con respecto a la duración, como con respecto a la edad. Cuando tal hipótesis parezca justificada en un caso dado, pueden ajustarse los nacimientos por edad de la madre, calcularse las tasas de fecundidad por edad y obtenerse otras medidas de fecundidad. (Véase subsección B.2 *c*) y téngase en cuenta que si los datos sobre nacimientos proceden de una encuesta, las tasas de fecundidad por edades tendrán que ser ajustadas debido al hecho de que se referirán probablemente a grupos de edad desplazados seis meses.)

En casos en los que no sea posible suponer que los errores en los datos clasificados por edad son similares a los de los datos clasificados por duración, o cuando no se disponga de datos clasificados por edad, puede ajustarse el número de nacimientos declarados clasificados por duración y obtenerse la fecundidad marital ajustada, así como la tasa de natalidad ajustada. Claro está, esta última sólo será una estimación válida si la procreación ocurre principalmente dentro del matrimonio en la población considerada.

c) *Un ejemplo detallado*

Se dispone de datos sobre hijos nacidos vivos y fecha del nacimiento más reciente clasificados por tiempo transcurrido desde el primer matrimonio a partir de una encuesta de fecundidad de una población musulmana en 1976. En el cuadro 44 figura el número declarado de mujeres casadas alguna vez en cada grupo de duración, el número total de hijos vivos declarados por ellas y los hijos que tuvieron durante el año anterior a la encuesta.

A continuación se ilustran los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de la paridez media declarada por duración del matrimonio.* Se divide el número de hijos nacidos vivos que figura en la columna (4) del cuadro 44, entre el número correspondiente de mujeres casadas alguna vez, que figura en la columna (3). Los valores de la paridez media declarada por duración del matrimonio, $P(i)$, así obtenidos, se listan en la columna (6). A título de ejemplo, $P(3)$ se calcula a continuación:

$$P(3)=3{,}214/596=5.3926$$

*Paso 2: cálculo de las tasas de fecundidad por duración para un período.* Estas tasas, denotadas por $g(i)$, se calculan dividiendo los nacimientos que ocurrieron en el año anterior a la encuesta, que figuran en la columna (5) del cuadro 44, entre el número correspondiente de mujeres casadas alguna vez, que figura en la columna (3). Las tasas de fecundidad marital resultantes, $g(i)$, se presentan en la columna (7). Por ejemplo,

$$g(4)=167/574=0.2909$$

CUADRO 44. MUJERES CASADAS ALGUNA VEZ, HIJOS NACIDOS VIVOS Y NACIMIENTOS EN EL AÑO ANTERIOR A LA ENCUESTA, POR TIEMPO TRANSCURRIDO DESDE EL PRIMER MATRIMONIO, 1976

| *Grupo de duración* (1) | *Indice i* (2) | *Número de mujeres casadas alguna vez* (3) | *Hijos nacidos vivos* (4) | *Nacimientos en el año anterior* (5) | *Paridez media declarada P(i)* (6) | *Tasa de fecundidad por duración g(i)* (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 0-4 | 1 | 725 | 858 | 324 | 1.1834 | 0.4469 |
| 5-9 | 2 | 696 | 2 396 | 317 | 3.4425 | 0.4555 |
| 10-14 | 3 | 596 | 3 214 | 215 | 5.3926 | 0.3607 |
| 15-19 | 4 | 574 | 3 961 | 167 | 6.9007 | 0.2909 |
| 20-24 | 5 | 471 | 3 863 | 88 | 8.2017 | 0.1868 |
| 25-29 | 6 | 333 | 3 028 | 28 | 9.0931 | 0.0841 |

*Paso 3: cálculo de la fecundidad acumulada por duración.* Para obtener cada valor de la fecundidad acumulada, $\Gamma(i)$ las tasas de fecundidad por duración $g(i)$, se suman hasta el grupo $i$ inclusive, y la suma se multiplica por cinco. Así, para el grupo de duración 4 (15 a 19 años desde el primer matrimonio), los cálculos son

$$\begin{aligned}\Gamma(4) &= 5.0(g(1)+g(2)+g(3)+g(4)) \\ &= 5.0(0.4469+0.4555+0.3607+0.2909) \\ &= 7.7700\end{aligned}$$

Todos los valores de $\Gamma(i)$ figuran en la columna (5) del cuadro 45.

*Paso 4: estimación de la paridez equivalente por duración.* Los datos sobre nacimientos se obtuvieron de historias de embarazos, y aunque es posible obtener de esa información los datos clasificados por duración del matrimonio al momento del nacimiento, los datos presentados en el cuadro 44 se refieren a duración del matrimonio al momento de la entrevista. Por lo tanto, los grupos de duración verdaderos a que se refieren las tasas de fecundidad marital, $g(i)$, son seis meses más jóvenes que los mostrados. Los valores de la paridez equivalentes, $G(i)$, se obtienen por tanto usando las ecuaciones (D.5), (D.6) y (D.7). Para $i = 1$:

$$\begin{aligned}G(1) &= 3.137g(i)-0.324g(2) \\ &= 3.137(0.4469)-0.324(0.4555) \\ &= 1.2543\end{aligned}$$

Para $i$ igual a 2, 3, 4 y 5, se usa la ecuación (D.6), por lo que para el grupo de duración 3, por ejemplo,

$$\begin{aligned}G(3) &= \Gamma(2)+3.392g(3)-0.392g(4) \\ &= 4.5120+(3.392)(0.3607)-(0.392)(0.2909) \\ &= 5.6215\end{aligned}$$

Para el último valor de $i$, es decir 6, se usa la ecuación (D.7):

$$\begin{aligned}G(6) &= \Gamma(5)+0.392g(5)+2.608g(6) \\ &= 8.7040+(0.392)(0.1868)+(2.608)(0.0841) \\ &= 8.9966\end{aligned}$$

En la columna (6) del cuadro 45 figuran los seis valores de $G(i)$.

*Paso 5: comparación de la paridez media declarada con la paridez equivalente por grupos de duración del matrimonio.* Se calculan los cocientes $P(i)/G(i)$ para cada grupo de duración, obteniéndose los valores de $P(i)$ de la columna (3) del cuadro 45 y los de $G(i)$ de la columna (6). El conjunto completo de cocientes $P/G$ figura en la columna (7). Los valores de los cocientes son bastante consistentes, aunque muestran cierta tendencia a aumentar a medida que la duración aumenta. Esa tendencia puede ser indicativa de que la fecundidad marital ha disminuido un poco, aunque no es posible descartar enteramente la posibilidad de que obedezca a errores en los datos (particularmente en las declaraciones de paridez de los grupos de duración más altos). Con respecto a los cocientes $P/G$ de los cuatro primeros grupos de duración, las tasas de fecundidad por períodos sobrestimarían la fecundidad marital en cerca del 5%. Multiplicándolas por el factor de ajuste $K = 0{,}95$ se obtienen estimaciones de la fecundidad de período consistentes con la paridez declarada. La tasa global de fecundidad marital ajustada de este modo asciende a 8,67 hijos por mujer casada alguna vez.

Tiene interés mencionar que aunque la población musulmana de que se trata es una de aquellas donde la práctica de aplazar la cohabitación después del matrimonio puede ser común, la tendencia de los cocientes $P/G$ calculados en base a los datos disponibles no parece verse afectada por esa práctica. De hecho, los cocientes $P/G$ son bastante inmunes a la existencia de cualquier práctica que retrase o posponga la procreación inmediatamente después del matrimonio, siempre y cuando afecte del mismo modo tanto a la fecundidad retrospectiva (paridez) como a la fecundidad de período (nacimientos en el año anterior). Sólo cabe esperar sesgos cuando ocurran cambios en la vigencia de tales prácticas en años recientes o si hay una incidencia no desdeñable de fecundidad premarital en la población estudiada. En este último caso, los nacimientos premaritales incrementarán la paridez de los grupos de menor duración, pero como sólo se consideran las mujeres casadas alguna vez, no es probable que se vean adecuadamente reflejados en las tasas de fecundidad de período. Así, cuando los datos básicos sean precisos en todos los demás aspectos, una incidencia apreciable de nacimientos premaritales se traducirá en una serie de cocientes $P/G$ que disminuyen conforme aumenta la duración del matrimonio.

CUADRO 45. FECUNDIDAD ACUMULADA, PARIDEZ EQUIVALENTE Y COCIENTES ENTRE PARIDEZ MEDIA Y PARIDEZ EQUIVALENTE POR TIEMPO TRANSCURRIDO DESDE EL PRIMER MATRIMONIO, 1976

| *Grupo de duración* (1) | *Indice i* (2) | *Paridez media P(i)* (3) | *Fecundidad por período g(i)* (4) | *Fecundidad acumulada* (5) | *Paridez equivalente G(i)* (6) | *Cociente entre paridez media y paridez equivalente P(i)/G(i)* (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 0-4 ..... | 1 | 1.1834 | 0.4469 | 2.2345 | 1.2543 | 0.944 |
| 5-9 ..... | 2 | 3.4425 | 0.4555 | 4.5120 | 3.6382 | 0.946 |
| 10-14 ..... | 3 | 5.3926 | 0.3607 | 6.3155 | 5.6215 | 0.959 |
| 15-19 ..... | 4 | 6.9007 | 0.2909 | 7.7700 | 7.2290 | 0.955 |
| 20-24 ..... | 5 | 8.2017 | 0.1868 | 8.7040 | 8.3707 | 0.980 |
| 25-29 ..... | 6 | 9.0931 | 0.0841 | 9.1245 | 8.9966 | 1.011 |

## REFERENCIAS ADICIONALES


BRASS, William, y Hoda RASHAD. *Exploratory demographic analysis of imperfect maternity histories to determine levels and trends of fertility.* Documento presentado en el Seminario sobre el análisis de historias de maternidad de la Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población, Lieja, 1980.

CARRIER, Norman H., y John HOBCRAFT. *Demographic estimation developing societies; a manual of techniques for the detection and reduction of errors in demographic data.* Londres, London School of Economics, Population Investigation Committee, 1971.

GOLDMAN, Noreen, y John HOBCRAFT. *Birth histories.* Voorburg, La Haya, Instituto Internacional de Estadística, 1981 (Estudio comparativo 17 del Estudio mundial sobre fecundidad).

HOBCRAFT, John. *Illustrative analysis; evaluating fertility levels and trends in Colombia.* Voorburg, La Haya, Instituto Internacional de Estadística, 1980 (Informe científico 15 del Estudio mundial sobre fecundidad).

HOBCRAFT, John; Noreen GOLDMAN y V. C. CHIDAMBARAM. *Advances in the P/F ratio method for the analysis of birth histories.* Voorburg, La Haya, Instituto Internacional de Estadística, 1981 (Informe técnico 1619 del Estudio mundial sobre fecundidad).

RODRÍGUEZ, Germán, y John HOBCRAFT. *Illustrative analysis; life table analysis of birth intervals in Colombia.* Voorburg, La Haya, Instituto Internacional de Estadística, 1980 (Informe científico 16 del Estudio mundial sobre fecundidad).

# *Capítulo III*

# ESTIMACION DE LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ A PARTIR DE INFORMACION SOBRE HIJOS NACIDOS VIVOS E HIJOS SUPERVIVIENTES

## A. ANTECEDENTES DE LOS MÉTODOS

### 1. *Uso de datos sobre la supervivencia de hijos*

Es bien sabido que las proporciones de hijos nacidos vivos que han fallecido constituyen indicadores de la mortalidad en la niñez y pueden usarse para obtener estimaciones sólidas de dicha mortalidad. Los alumbramientos de un grupo de mujeres siguen alguna distribución temporal, y el lapso transcurrido desde el nacimiento hasta el momento en que se recoge la información es el tiempo de exposición al riesgo de morir de cada hijo tenido. La proporción de hijos fallecidos entre los nacidos vivos de un grupo de mujeres dependerá, por tanto, de la distribución de los hijos según tiempo de exposición al riesgo de morir (esto es, de la distribución en el tiempo de los nacimientos), así como de los propios riesgos de muerte. Corrigiendo los efectos de la distribución de los nacimientos en el tiempo, tal proporción de hijos fallecidos puede convertirse en una medida convencional de la mortalidad representativa de la experiencia promedio de los hijos considerados. Concretamente, las proporciones de hijos fallecidos por grupos quinquenales de edad de la madre o de duración del matrimonio permiten derivar estimaciones de la probabilidad de morir entre el nacimiento y diversas edades infantiles. En ciertas culturas, es más probable que las mujeres declaren la duración de su matrimonio con mayor precisión que su edad, por lo que quizá sea preferible un procedimiento de estimación basado en datos clasificados por duración del matrimonio. Sin embargo, el uso de datos clasificados por duración no se recomienda en países donde las uniones consensuales son comunes y relativamente inestables.

Brass[1] fue el primero que ideó un procedimiento para convertir las proporciones de hijos fallecidos entre todos los nacidos vivos declarados por mujeres en los grupos de edad 15 a 19, 20 a 24, etc., en estimaciones de la probabilidad de morir antes de alcanzar ciertas edades exactas. Siguiendo la notación de los trabajos sobre el particular y usando el símbolo $D(i)$ para denotar la proporción de los hijos fallecidos entre todos los nacidos vivos de mujeres de grupos quinquenales de edad sucesivos (donde $i = 1$ indica el grupo de edad 15 a 19; $i = 2$, el grupo de 20 a 24; y así sucesivamente), Brass desarrolló un procedimiento para convertir los valores de $D(i)$ en estimaciones de $q(x)$, donde $q(x) = 1{,}0 - l(x)$, es la probabilidad de morir entre el nacimiento y la edad exacta $x$. La forma básica de la ecuación de estimación propuesta por Brass es

$$q(x) = k(i)\, D(i) \qquad \text{(A.1)}$$

donde el multiplicador $k(i)$ refleja la influencia que factores independientes de la mortalidad tienen en el valor de $D(i)$ y sirve para ajustar este último.

Brass encontró que la relación entre la proporción de hijos fallecidos, $D(i)$, y la probabilidad de morir en la tabla de vida, $q(x)$, se ve influida fundamentalmente por el patrón de la fecundidad según la edad, ya que es este patrón el que determina la distribución de los hijos de un grupo de mujeres según el tiempo de exposición al riesgo de morir. Brass estableció un conjunto de multiplicadores para convertir los valores observados de $D(i)$ en estimaciones de $q(x)$, seleccionándose los multiplicadores de acuerdo al valor de $P(1)/P(2)$ — un buen indicador del patrón de la fecundidad en las edades jóvenes — donde $P(i)$ es la paridez media o número promedio de hijos nacidos vivos de las mujeres del grupo de edad $i$. Brass estimó los multiplicadores $k(i)$ usando como patrón de la fecundidad un polinomio de tercer grado de forma fija pero con localización variable con respecto a la edad[2], el sistema logito generado por el patrón general (véase subsección B.4 del capítulo I) para modelar la mortalidad, y una tasa de crecimiento del 2% anual para generar una distribución estable por edad de las mujeres.

Una hipótesis importante realizada al desarrollar este método es que el riesgo de morir de cada niño es función sólo de su edad y no de otros factores, tales como la edad de su madre o su orden de nacimiento. En la práctica, resulta que los hijos de madres jóvenes experimentan riesgos de morir superiores al promedio. Por tal motivo, la estimación de la tasa de mortalidad infantil $q(1)$ (probabilidad de morir antes de la edad 1) que puede obtenerse de declaraciones de mujeres de 15 a 19 años sugiere con frecuencia una mortalidad infantil mayor que las estimaciones derivadas de declaraciones de mujeres de mayor edad. Por lo tanto, las estimaciones de mortalidad basadas en declaraciones de mujeres de 15 a 19 años se suelen descartar, en parte por esa

[1] William Brass, *Uses of census or survey data for the estimation of vital rates* (E/CN.14/CAS.4/V57), documento preparado para el Seminario Africano sobre Estadísticas Vitales, Addis Abeba, 14 al 19 de diciembre de 1964.

[2] William Brass, *Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data* (Chapel Hill, North Carolina, Carolina Population Center, Laboratories for Population Statistics, 1975).

razón y en parte porque tanto el número de hijos nacidos vivos, como el número de fallecidos es de ordinario relativamente pequeño para mujeres jóvenes.

Para aumentar la flexibilidad del método ideado por Brass, Sullivan[3] calculó otro conjunto de multiplicadores usando regresión para ajustar la ecuación (A.1) a datos obtenidos de patrones observados de fecundidad y de los modelos de mortalidad de Coale y Demeny[4]. Trussell[5] estimó un tercer conjunto de multiplicadores por los mismos medios pero utilizando datos procedentes de los patrones modelo de fecundidad desarrollados por Coale y Trussell[6]. La teoría general en que se basan esos métodos es fundamentalmente la misma, pero llegan a multiplicadores algo diferentes por causa de que las bases de datos usados en cada caso son distintas. Como la variante Sullivan no presenta ventajas obvias sobre la propuesta por Trussell, mientras que ésta se basa en una gama más amplia de casos, en estas páginas se describe el procedimiento Trussell. Con todo, hay que señalar que los multiplicadores presentados aquí constituyen una versión más reciente y satisfactoria de los propuestos inicialmente por Trussell en 1975.

Es importante tener presente que este método de estimación se basa en el supuesto de que la fecundidad y la mortalidad en la niñez se han mantenido constantes durante el pasado reciente. Cuando, por ejemplo, la fecundidad ha cambiado, los cocientes de paridez media obtenidos de una encuesta transversal (es decir, referente a un momento determinado) no reflejarán con precisión la experiencia de ninguna cohorte de mujeres y no serán un buen indicador de la distribución en el tiempo de los alumbramientos de las mujeres de cada grupo de edad.

Los problemas causados por una fecundidad descendente pueden evitarse si se dispone de datos para cohortes verdaderas (provenientes de encuestas o censos realizados cada cinco o diez años). En tal caso, debe usarse un método de estimación diseñado especialmente para cohortes que hayan experimentado cambios de fecundidad[7].

Preston y Palloni[8] proponen un enfoque alternativo para estimar la localización en el tiempo de los nacimientos, que evita todos los problemas asociados con una fecundidad variable. El método que proponen guarda estrecha relación con el método de "hijos propios" para estimar la fecundidad a partir de la distribución por edades (véase sección C del capítulo VIII). Si es posible vincular, dentro de cada hogar, los registros de cada mujer con los de sus hijos supervivientes, es posible tabular a estos últimos de acuerdo tanto a su propia edad como a la de sus madres. Dado un patrón de mortalidad por edad, procedente, por ejemplo, de una de las tablas modelo de mortalidad regional de Coale y Demeny, la combinación de la proporción de hijos fallecidos con la distribución por edad de los hijos supervivientes de mujeres de un determinado grupo de edad determinará únicamente un nivel de mortalidad. Así, la distribución por edad de los hijos supervivientes se usa para definir la distribución por edad de los hijos nacidos vivos sin recurrir a modelos de fecundidad. En una aplicación real, la opción entre el uso de la distribución por edad de los hijos supervivientes y los cocientes de la paridez media para estimar la distribución de los nacimientos en el tiempo, dependerá de la disponibilidad de datos y de una evaluación aproximada de la probabilidad de que cada método proporcione la mejor estimación posible. En casos en los que la declaración de edades sea buena y casi todos los hijos vivan con sus madres, el método sugerido por Preston y Palloni puede ser el mejor, en particular si ha fecundidad ha cambiado. Cuando las declaraciones de edad o la calidad de la enumeración sean pobres, o cuando una proporción apreciable de los hijos no viva con sus madres o no pueda vincularse adecuadamente con ellas por causa de información deficiente, es muy probable que sea mejor el método basado en los cocientes de paridez. Aquí no se hace una descripción detallada del método Preston-Palloni, en parte porque en casi todos los casos en que la mortalidad tiene que estimarse indirectamente las distribuciones por edad son a lo sumo sólo moderadamente fidedignas, y en parte porque los datos requeridos para su aplicación no están tan ampliamente disponibles como las proporciones de hijos fallecidos. No obstante, cuando el usuario disponga de aquellos datos y los sesgos debidos a cambios en la fecundidad puedan constituir un problema, se aconseja que se considere la aplicación del método Preston-Palloni.

Probablemente una mortalidad descendente suscita un problema de mayor importancia. Todos los métodos presentados hasta ahora suponen que durante el pasado reciente la población que se estudia ha estado sujeta a una mortalidad constante. Sin embargo, en casi todos los países la mortalidad ha ido en descenso.

Feeney[9] fue el primero en examinar los efectos de una mortalidad cambiante en el procedimiento de estimación de la mortalidad de la niñez. Usando la mortalidad infantil como índice del nivel de mortalidad en un sistema logito de un solo parámetro, calculó las propor-

[3] Jeremiah M. Sullivan, "Models for the estimation of the probability of dying between birth and exact ages of early childhood", *Population Studies*, vol. XXVI, No. 1 (marzo de 1972), págs. 79 a 97.

[4] Ansley J. Coale y Paul Demeny, *Regional Model Life Tables and Stable Populations* (Princeton, New Jersey, Princeton University Press, 1966).

[5] T. James Trussell, "A re-estimation of the multiplying factors for the Brass technique for determining childhood survivorship rates", *Population Studies*, vol. XXIX, No. 1 (marzo de 1975), págs. 97 a 108.

[6] Ansley J. Coale y T. James Trussell, "Model fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human populations", *Population Index*, vol. 40, No. 2 (abril de 1974), págs. 185 a 258.

[7] Este método se presenta en la sección E y usa las ecuaciones y coeficientes de estimación que figuran en los cuadros 70 y 71.

[8] Samuel H. Preston y Alberto Palloni, "Estimaciones precisas de la mortalidad de tipo Brass con datos relativos a las edades de los hijos supervivientes", *Boletín de Población de las Naciones Unidas, No. 10-1977* (publicación de las Naciones Unidas, No. de venta: S.78.XIII.6), págs. 74 a 90.

[9] Griffith Feeney, "Estimating infant mortality rates from child survivorship data by age of mother", *Asian and Pacific Census Newsletter*, vol. 3, No. 2 (noviembre de 1976), págs. 12 a 16; y Griffith Feeney, "Estimating infant mortality trends from child survivorship data", *Population Studies*, vol. XXXIV, No. 1 (marzo de 1980), págs. 109 a 128.

ciones de hijos fallecidos que se observarían si la mortalidad infantil hubiera cambiado linealmente a lo largo del tiempo. Basándose en tales casos simulados, mostró que para valores plausibles de tasas de cambio de la mortalidad infantil, los valores de $q(1)$ estimados con datos sobre hijos nacidos vivos e hijos supervivientes para diferentes grupos de edad de las madres coincidían con los valores $q(1)$ prevalentes durante una serie de períodos antes de la encuesta; y que tales períodos de referencia eran, para todos los efectos prácticos, invariantes con respecto a la tasa de cambio de la mortalidad. En base a esta observación, Feeney desarrolló un procedimiento de estimación para establecer los períodos de referencia de las tasas de mortalidad infantil estimadas en base a datos sobre hijos nacidos vivos e hijos supervivientes. Este procedimiento fue derivado a partir de datos simulados usando un sistema logito de tablas de vida de un solo parámetro teniendo como estándar el patrón general (véase subsección B.4 del capítulo I) y el polinomio de fecundidad de Brass[10]. El uso de $q(1)$, la mortalidad infantil, como indicador del nivel de mortalidad y como el parámetro estimado hace que el patrón de mortalidad implícito en la derivación del método tenga influencia considerable en los resultados, ya que niveles globales de mortalidad similares (tablas de mortalidad con la misma esperanza de vida al nacer, por ejemplo) pueden estar asociados con tasas de mortalidad infantil muy distintas. Por consiguiente, es probable que el método Feeney arroje estimaciones sesgadas de $q(1)$ cuando el patrón de la mortalidad en la primera infancia de la población estudiada no se asemeje a la del estándar general. Por este motivo, el método original de Feeney no se describe en detalle.

El enfoque propuesto por Feeney puede aplicarse a datos generados mediante otros modelos de mortalidad. Coale y Trussell[11] realizaron esa labor suponiendo que cambios en la mortalidad de períodos pueden modelarse como movimientos a través de niveles ascendentes (o descendentes) de un conjunto de tablas de vida modelo, lo que permite obtener tablas de vida para cohortes vinculando las probabilidades de morir experimentadas por dichas cohortes durante su paso a lo largo de los diferentes períodos. En ese caso, puede también mostrarse empíricamente que la estimación tipo Brass de la mortalidad en la niñez obtenida de datos de mujeres en el grupo de edad $i$, por ejemplo, es igual al valor correspondiente durante algún período particular $t(x)$ años antes de la encuesta, y que ese período es, para casi todos los efectos prácticos, invariante con respecto al ritmo de cambio de la mortalidad, siempre que dicho ritmo sea aproximadamente constante a lo largo del tiempo. Como tales estimaciones de localización temporal se han obtenido de modo consistente con el que se usa para obtener los factores multiplicadores de Trussell empleados para estimar la mortalidad en la niñez en este capítulo, se describe aquí ese procedimiento de estimación del período de referencia.

Existe otra solución para el problema planteado por la mortalidad descendente cuando existen datos sobre hijos nacidos vivos e hijos supervivientes de dos encuestas distantes cinco o diez años entre sí. Tal solución depende, una vez más, del uso de una cohorte hipotética sujeta a las tasas experimentadas durante el período comprendido entre las dos encuestas y produce estimaciones de mortalidad que se refieren a tal período. Los resultados del procedimiento propuesto no son afectados por la configuración exacta del cambio de la mortalidad, pero cambios en la precisión de las declaraciones sobre hijos fallecidos entre una y otra encuesta o los cambios de la población que no son independientes del número de hijos muertos pueden afectar seriamente los resultados.

Para concluir estas observaciones preliminares sobre los métodos presentados en este capítulo, hay que señalar que para varios de ellos se ofrecen dos variantes: una que puede aplicarse cuando los datos sobre hijos nacidos vivos e hijos supervivientes estén clasificados por edad de la madre; y otra cuando estén clasificados por duración del matrimonio (tiempo transcurrido desde el primer matrimonio). Las variantes que usan datos clasificados por duración del matrimonio se basan, en sentido estricto, en la hipótesis de que las mujeres, una vez casadas, continúan en ese estado hasta los 50 años (límite superior contemplado para la vida reproductiva potencial de una mujer). Por lo tanto, los métodos basados en duración deberían aplicarse estrictamente sólo a datos de mujeres que siguen estando casadas y que sólo han tenido una unión. Sin embargo, en la práctica, no se producirán sesgos graves cuando las variantes de duración se apliquen a datos relativos a todas las mujeres que han estado casadas alguna vez, siempre y cuando la duración de sus matrimonios se calcule como el tiempo transcurrido desde las primeras nupcias.

Sin embargo, hay que añadir una palabra de cautela, notando que los resultados de las variantes basadas en duración del matrimonio pueden producir resultados de baja calidad a menos que se mida bien la "duración". Los problemas que suscita la medición de esa variable ya se han descrito en la subsección A.2 del capítulo II y sólo se citan aquí de pasada. La duración del matrimonio se define como el tiempo transcurrido desde la primera unión, sea o no legal. Los datos sobre duración del matrimonio distarán de ser ideales cuando sólo se consideren uniones legales; cuando el período transcurrido no se mida desde el comienzo de la primera unión, sino más bien desde el de la unión actual; o cuando, como en algunas culturas musulmanas, la celebración de un matrimonio legal es considerablemente anterior al inicio de la cohabitación. En poblaciones donde es probable que surjan tales problemas, no debe usarse la variante basada en la duración.

### 2. *Organización de este capítulo*

Todos los procedimientos de estimación presentados en este capítulo tienen una característica en común:

[10] W. Brass, *Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data.*

[11] Ansley J. Coale y James Trussell, "Determinación del período al que se aplican las estimaciones de Brass"; anexo I a Samuel H. Preston y Alberto Palloni, "Estimaciones precisas de la mortalidad de tipo Brass con datos relativos a las edades de los hijos supervivientes", *Boletín de Población de las Naciones Unidas, No. 10-1977*, págs. 90 y 91.

usan datos sobre hijos nacidos vivos e hijos supervivientes. No obstante, los métodos pueden separarse en categorías según los tipos exactos de datos que requieren (clasificados por edad o por duración del matrimonio, por ejemplo), o con arreglo a las limitaciones prácticas que sus hipótesis imponen (si se supone que la fecundidad es constante o no). Las secciones B a E se dedican a las diferentes categorías. Para ayudar al usuario a seleccionar la más adecuada para una determinada aplicación, se hace ahora una breve descripción de cada sección (véase también el cuadro 46):

*Sección B. Estimación de la mortalidad en la niñez usando datos clasificados por edades.* En esta sección, se presenta la versión más reciente del método de estimación originalmente propuesto por Brass (método de Trussell). De datos sobre hijos nacidos vivos e hijos supervivientes clasificados por edad de la madre se obtienen estimaciones de $q(2)$, $q(3)$, $q(5)$, $q(10)$, $q(15)$ y $q(20)$, así como de los períodos a que se refieren en los casos en que se sospeche la existencia de cambios en la mortalidad. Se supone que el patrón de la fecundidad ha permanecido constante;

CUADRO 46. GUÍA ESQUEMÁTICA DEL CONTENIDO DEL CAPÍTULO III

| *Sección* | *Tipo de datos empleados* | *Parámetros estimados* |
|---|---|---|
| B. Estimación de la mortalidad en la niñez usando datos clasificados por edad (una encuesta) | Hijos nacidos vivos clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre<br>Hijos supervivientes (o fallecidos) clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre<br>Mujeres clasificadas por grupos quinquenales de edad | $q(2)$, $q(3)$, $q(5)$, $q(10)$, $q(15)$ y $q(20)$<br>Período de referencia para cada $q(x)$ estimada |
| C. Estimación de la mortalidad en la niñez usando datos clasificados por duración del matrimonio (una encuesta) | Hijos nacidos vivos clasificados por grupos quinquenales de duración del matrimonio de la madre<br>Hijos supervivientes (o fallecidos) clasificados por grupos quinquenales de duración del matrimonio de la madre<br>Mujeres que han estado casadas alguna vez clasificadas por grupos quinquenales de duración del matrimonio | $q(2)$, $q(3)$, $q(5)$, $q(10)$, $q(15)$, $q(20)$ y $q(25)$<br>Período de referencia para cada estimación de $q(x)$ |
| D. Estimación de la mortalidad en la niñez entre dos encuestas usando datos para una cohorte hipotética (datos por edad de dos encuestas distantes cinco años) | Hijos nacidos vivos clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre a partir de dos encuestas o censos distantes cinco años<br>Hijos supervivientes (o fallecidos) clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre a partir de dos encuestas o censos distantes cinco años<br>Mujeres clasificadas por grupos quinquenales de edad a partir de dos encuestas o censos distantes cinco años | Estimaciones de $q(2)$, $q(3)$, $q(5)$, $q(10)$, $q(15)$ y $q(20)$ para el período entre las encuestas |
| E. Estimación de la mortalidad en la niñez cuando se conoce la fecundidad experimentada por cohortes verdaderas | Hijos nacidos vivos clasificados por grupos quinquenales de edad (duración) de la madre a partir de dos encuestas o censos distantes cinco o diez años<br>Hijos supervivientes (o fallecidos) clasificados por grupos quinquenales de edad (duración) de la madre a partir de la segunda encuesta o censo<br>Mujeres (mujeres que se han casado alguna vez) clasificadas por grupos quinquenales de edad (duración) | $q(2)$, $q(3)$, $q(5)$ y $q(10)$, y sus períodos de referencia cuando los datos se clasifican por edad y las encuestas distan cinco años<br>$q(3)$, $q(5)$ y $q(10)$ con períodos de referencia cuando los datos se clasifican por edad y las encuestas distan diez años<br>$q(3)$, $q(5)$ y $q(10)$ con períodos de referencia cuando los datos se clasifican por duración y las encuestas distan cinco años<br>$q(5)$ y $q(10)$ con períodos de referencia cuando los datos se clasifican por duración y las encuestas distan diez años |

*Sección C. Estimación de la mortalidad en la niñez usando datos clasificados por duración del matrimonio.* En esta sección, se presenta una variante del método original de Brass que puede aplicarse a datos clasificados por duración del primer matrimonio. De datos sobre hijos nacidos vivos e hijos supervivientes clasificados por la duración del matrimonio de la madre se obtienen estimaciones de $q(2)$, $q(3)$, $q(5)$, $q(10)$, $q(15)$, $q(20)$ y $q(25)$, así como de los períodos a que se refieren en los casos en que cabe pensar que ha habido cambios en la mortalidad. Se supone que el patrón de la fecundidad marital se ha mantenido constante;

*Sección D. Estimación de la mortalidad en la niñez para el período entre dos encuestas usando datos para una cohorte hipotética.* En esta sección se usan datos de dos censos o encuestas distantes cinco años para estimar la mortalidad promedio prevalente durante el período comprendido entre ambos. El uso de cohortes hipotéticas evita tener que suponer que la fecundidad y la mortalidad se han mantenido constantes. Por lo tanto, si los datos en los dos momentos dados son similares en calidad y moderadamente fiables, las estimaciones intercensales se preferirán a las obtenidas por otros medios;

*Sección E. Estimación de la mortalidad en la niñez cuando se conoce la experiencia de fecundidad de cohortes verdaderas.* En esta sección se usan datos de dos censos o encuestas distantes cinco o diez años para determinar los cocientes de paridez de cohortes verdaderas; y esos cocientes, a su vez, se emplean para estimar la mortalidad en la niñez con datos procedentes del segundo censo o encuesta. En la subsección E.2 se describen variantes basadas en edad y duración. También se calcula la localización temporal de las estimaciones de la mortalidad en la niñez y no se supone constante la fecundidad.

## B. Estimación de la mortalidad en la niñez usando datos clasificados por edad

### 1. *Datos requeridos*

Para aplicar este método se necesitan los siguientes datos:

*a*) Número de hijos nacidos vivos, clasificados por sexo (véase nota) y por grupos quinquenales de edad de la madre;

*b*) Número de hijos supervivientes (o fallecidos), clasificados por sexo (véase nota) y por grupos quinquenales de edad de la madre;

*c*) Número total de mujeres (sea cual sea su estado civil), clasificadas por grupos quinquenales de edad. Adviértase que han de emplearse todas las mujeres y no sólo las que han contraído matrimonio alguna vez.

Nota: Hay que advertir que la clasificación por sexo de los hijos nacidos vivos e hijos supervivientes es algo conveniente pero no esencial. Cuando tal clasificación esté disponible es posible estimar la mortalidad en la niñez para cada sexo por separado, mientras que de otro modo estimaciones por sexo sólo pueden obtenerse suponiendo que los diferenciales por sexo en la población estudiada son iguales a los implícitos en las tablas modelo cuyo nivel de mortalidad corresponde a la mortalidad en la niñez estimada para ambos sexos, o haciendo alguna otra hipótesis sobre la relación entre la mortalidad en la niñez masculina y la femenina.

Cuando los datos sobre hijos nacidos vivos están clasificados per sexo, su consistencia puede evaluarse calculando los índices de masculinidad (definidas como el número promedio de niños por cada niña) de los hijos nacidos vivos por edad de la madre. Teóricamente, tales índices de masculinidad no deberían variar sistemáticamente con la edad y sus valores tendrían que oscilar entre 1,02 y 1,07. Estudios hechos en países donde el registro de nacimientos es bastante completo han demostrado que el índice de masculinidad al nacer es notablemente constante y que su valor usual es del orden de 1,05 varones por cada niña. En poblaciones del Africa al Sur del Sáhara ese valor parece ser más próximo a 1,03. En todos los casos, sin embargo, su constancia y el hecho de que se supone que las mujeres declaran a todos los hijos que han nacido vivos, con independencia de que sobrevivan o no, permite una sencilla comprobación. En poblaciones distintas de las procedentes del Africa al Sur del Sáhara, índices de masculinidad superiores a 1,07 o inferiores a 1,02 sugieren omisiones diferenciales de niñas o niños, respectivamente, o información errónea acerca del sexo del hijo declarado.

### 2. *Procedimiento de cálculo*

A continuación se describen los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de la paridez media por mujer.* La paridez $P(1)$ se refiere al grupo de edad 15 a 19, $P(2)$ al de 20 a 24 y $P(3)$ al de 25 a 29 años. En general,

$$P(i) = CEB(i)/FP(i) \qquad \text{(B.1)}$$

donde $CEB(i)$ indica el número de hijos nacidos vivos de las mujeres del grupo de edad $i$; y $FP(i)$ es el número total de mujeres en el grupo de edad $i$, sea cual fuere su estado civil. Recuérdese que, tal como se acostumbra, la variable $i$ se refiere a los diferentes grupos quinquenales de edad considerados. Así, el valor $i = 1$ representa el grupo de 15 a 19 años de edad, $i = 2$ el grupo 20 a 24 años, etc. El tratamiento de las mujeres cuya paridez no fue declarada se examina en la subsección A.2 del capítulo II y en el anexo II. Por lo general, cuando no pueda usarse la técnica de El-Badry para estimar los casos verdaderos de no respuesta, las mujeres de paridez no declarada deberían incluirse en el denominador, o sea en la población femenina, al calcular la paridez media, ya que las mujeres sin hijos muchas veces se clasifican equivocadamente como casos de no respuesta.

*Paso 2: cálculo de la proporción de hijos fallecidos para cada grupo de edad de la madre.* La proporción de hijos muertos, $D(i)$, se define como el cociente de los hijos fallecidos y de los hijos nacidos vivos, esto es,

$$D(i) = CD(i)/CEB(i) \qquad \text{(B.2)}$$

donde $CEB(i)$ se define como en el paso 1; y $CD(i)$ es el número de hijos fallecidos declarados por las mujeres del grupo de edad $i$.

*Paso 3: cálculo de los multiplicadores.* En el cuadro 47 figuran las ecuaciones de estimación y los coeficientes necesarios para estimar los multiplicadores, $k(i)$, según la variante Trussell del método originalmente propuesto por Brass. Se presentan sendos conjuntos de coeficientes para cada una de las cuatro familias de las tablas de vida modelo de Coale y Demeny.

*Paso 4: cálculo de las probabilidades de morir y de sobrevivir.* Las estimaciones de la probabilidad de morir, $q(x)$, se obtienen para diferentes valores de la edad exacta $x$ como el producto de las proporciones declaradas de fallecidos, $D(i)$, por los multiplicadores correspondientes, $k(i)$. Adviértase que el valor de $x$ no suele ser igual al de $i$, ya que el primero depende, en términos generales, de la edad media de los hijos de mujeres en el grupo de edad $i$.

Una vez que $q(x)$ ha sido estimada, su complemento $l(x)$, la probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta la edad exacta $x$, se obtiene fácilmente como $l(x) = 1{,}0 - q(x)$.

*Paso 5: cálculo del período de referencia.* Como ya se explicó, cuando la mortalidad está cambiando, el período de referencia, $t(x)$, es una estimación del número de años anteriores a la fecha de la encuesta que define el punto temporal al que se refiere cada estimación de la mortalidad, $q(x)$, obtenida en el paso anterior. El valor de $t(x)$ se estima también por medio de una ecuación cuyos coeficientes se calcularon usando regresión lineal a partir de casos simulados. En el cuadro 48 se presenta la ecuación utilizada en este caso, juntamente con el conjunto de valores que definen sus coeficientes.

## 3. *Un ejemplo detallado*

Los datos que figuran en el cuadro 49 fueron recogidos por una encuesta hecha en Panamá entre agosto y octubre de 1976, y se usan para ilustrar el método que se acaba de describir. No obstante, antes de seguir adelante con la estimación de la mortalidad en la niñez, se procederá a una rápida verificación de la consistencia de los datos presentados calculando los índices de masculinidad de los hijos nacidos vivos. La columna (7) del cuadro 49 muestra esos índices que se calculan dividiendo el número de hijos varones nacidos vivos entre el correspondiente número de hijas. Para dar

CUADRO 47. COEFICIENTES PARA ESTIMAR LOS MULTIPLICADORES USADOS PARA DERIVAR LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ, VARIANTE TRUSSEL, CUANDO LOS DATOS SE CLASIFICAN POR EDAD DE LA MADRE

| *Modelo de mortalidad* (1) | *Grupo de edad* (2) | *Indice i* (3) | *Cociente de mortalidad*[a] $q(x)/D(i)$ (4) | *Coeficientes* | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | $a(i)$ (5) | $b(i)$ (6) | $c(i)$ (7) |
| Norte . . | 15-19 | 1 | $q(1)/D(1)$ | 1.1119 | −2.9287 | 0.8507 |
| | 20-24 | 2 | $q(2)/D(2)$ | 1.2390 | −0.6865 | −0.2745 |
| | 25-29 | 3 | $q(3)/D(3)$ | 1.1884 | 0.0421 | −0.5156 |
| | 30-34 | 4 | $q(5)/D(4)$ | 1.2046 | 0.3037 | −0.5656 |
| | 35-39 | 5 | $q(10)/D(5)$ | 1.2586 | 0.4236 | −0.5898 |
| | 40-44 | 6 | $q(15)/D(6)$ | 1.2240 | 0.4222 | −0.5456 |
| | 45-49 | 7 | $q(20)/D(7)$ | 1.1772 | 0.3486 | −0.4624 |
| Sur . . . . | 15-19 | 1 | $q(1)/D(1)$ | 1.0819 | −3.0005 | 0.8689 |
| | 20-24 | 2 | $q(2)/D(2)$ | 1.2846 | −0.6181 | −0.3024 |
| | 25-29 | 3 | $q(3)/D(3)$ | 1.2223 | 0.0851 | −0.4704 |
| | 30-34 | 4 | $q(5)/D(4)$ | 1.1905 | 0.2631 | −0.4487 |
| | 35-39 | 5 | $q(10)/D(5)$ | 1.1911 | 0.3152 | −0.4291 |
| | 40-44 | 6 | $q(15)/D(6)$ | 1.1564 | 0.3017 | −0.3958 |
| | 45-49 | 7 | $q(20)/D(7)$ | 1.1307 | 0.2596 | −0.3538 |
| Este . . . | 15-19 | 1 | $q(1)/D(1)$ | 1.1461 | −2.2536 | 0.6259 |
| | 20-24 | 2 | $q(2)/D(2)$ | 1.2231 | −0.4301 | −0.2245 |
| | 25-29 | 3 | $q(3)/D(3)$ | 1.1593 | 0.0581 | −0.3479 |
| | 30-34 | 4 | $q(5)/D(4)$ | 1.1404 | 0.1991 | −0.3487 |
| | 35-39 | 5 | $q(10)/D(5)$ | 1.1540 | 0.2511 | −0.3506 |
| | 40-44 | 6 | $q(15)/D(6)$ | 1.1336 | 0.2556 | −0.3428 |
| | 45-49 | 7 | $q(20)/D(7)$ | 1.1201 | 0.2362 | −0.3268 |
| Oeste . . | 15-19 | 1 | $q(1)/D(1)$ | 1.1415 | −2.7070 | 0.7663 |
| | 20-24 | 2 | $q(2)/D(2)$ | 1.2563 | −0.5381 | −0.2637 |
| | 25-29 | 3 | $q(3)/D(3)$ | 1.1851 | 0.0633 | −0.4177 |
| | 30-34 | 4 | $q(5)/D(4)$ | 1.1720 | 0.2341 | −0.4272 |
| | 35-39 | 5 | $q(10)/D(5)$ | 1.1865 | 0.3080 | −0.4452 |
| | 40-44 | 6 | $q(15)/D(6)$ | 1.1746 | 0.3314 | −0.4537 |
| | 45-49 | 7 | $q(20)/D(7)$ | 1.1639 | 0.3190 | −0.4435 |

Ecuaciones de estimación:

$$k(i) = a(i) + b(i)\,(P(1)/P(2)) + c(i)\,(P(2)/P(3))$$

$$q(x) = k(i)\,D(i)$$

[a] Cociente entre la probabilidad de morir y la proporción de niños fallecidos. Este cociente se hace equivalente al multiplicador $k(i)$.

CUADRO 48. COEFICIENTES PARA ESTIMAR EL PERÍODO TEMPORAL, $T(x)$ [a], AL QUE SE REFIEREN LOS VALORES DE $q(x)$ ESTIMADOS A PARTIR DE DATOS CLASIFICADOS POR EDAD

| *Modelo de mortalidad* (1) | *Age group* (2) | *Index i* (3) | *Age x* (4) | *Parameter estimate* (5) | *Coeficientes* a(i) (6) | b(i) (7) | c(i) (8) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Norte . . . | 15-19 | 1 | 1 | $q(1)$ | 1.0921 | 5.4732 | −1.9672 |
| | 20-24 | 2 | 2 | $q(2)$ | 1.3207 | 5.3751 | 0.2133 |
| | 25-29 | 3 | 3 | $q(3)$ | 1.5996 | 2.6268 | 4.3701 |
| | 30-34 | 4 | 5 | $q(5)$ | 2.0779 | −1.7908 | 9.4126 |
| | 35-39 | 5 | 10 | $q(10)$ | 2.7705 | −7.3403 | 14.9352 |
| | 40-44 | 6 | 15 | $q(15)$ | 4.1520 | −12.2448 | 19.2349 |
| | 45-49 | 7 | 20 | $q(20)$ | 6.9650 | −13.9160 | 19.9542 |
| Sur . . . . | 15-19 | 1 | 1 | $q(1)$ | 1.0900 | 5.4443 | −1.9721 |
| | 20-24 | 2 | 2 | $q(2)$ | 1.3079 | 5.5568 | 0.2021 |
| | 25-29 | 3 | 3 | $q(3)$ | 1.5173 | 2.6755 | 4.7471 |
| | 30-34 | 4 | 5 | $q(5)$ | 1.9399 | −2.2739 | 10.3876 |
| | 35-39 | 5 | 10 | $q(10)$ | 2.6157 | −8.4819 | 16.5153 |
| | 40-44 | 6 | 15 | $q(15)$ | 4.0794 | −13.8308 | 21.1866 |
| | 45-49 | 7 | 20 | $q(20)$ | 7.1796 | −15.3880 | 21.7892 |
| Este . . . . | 15-19 | 1 | 1 | $q(1)$ | 1.0959 | 5.5864 | −1.9949 |
| | 20-24 | 2 | 2 | $q(2)$ | 1.2921 | 5.5897 | 0.3631 |
| | 25-29 | 3 | 3 | $q(3)$ | 1.5021 | 2.4692 | 5.0927 |
| | 30-34 | 4 | 5 | $q(5)$ | 1.9347 | −2.6419 | 10.8533 |
| | 35-39 | 5 | 10 | $q(10)$ | 2.6197 | −8.9693 | 17.0981 |
| | 40-44 | 6 | 15 | $q(15)$ | 4.1317 | −14.3550 | 21.8247 |
| | 45-49 | 7 | 20 | $q(20)$ | 7.3657 | −15.8083 | 22.3005 |
| Oeste . . . | 15-19 | 1 | 1 | $q(1)$ | 1.0970 | 5.5628 | −1.9956 |
| | 20-24 | 2 | 2 | $q(2)$ | 1.3062 | 5.5677 | 0.2962 |
| | 25-29 | 3 | 3 | $q(3)$ | 1.5305 | 2.5528 | 4.8962 |
| | 30-34 | 4 | 5 | $q(5)$ | 1.9991 | −2.4261 | 10.4282 |
| | 35-39 | 5 | 10 | $q(10)$ | 2.7632 | −8.4065 | 16.1787 |
| | 40-44 | 6 | 15 | $q(15)$ | 4.3468 | −13.2436 | 20.1990 |
| | 45-49 | 7 | 20 | $q(20)$ | 7.5242 | −14.2013 | 20.0162 |

Ecuación de estimación:

$$t(x) = a(i) + b(i)(P(1)/P(2)) + c(i)(P(2)/P(3))$$

[a] Número de años antes de la encuesta.

CUADRO 49. HIJOS NACIDOS VIVOS E HIJOS SUPERVIVIENTES, POR SEXO Y EDAD DE LA MADRE, PANAMÁ 1976

| *Grupo de edad* (1) | *Número total de mujeres* (2) | *Hijos* — *Hombres* — *Nacidos vivos* (3) | *Hombres* — *Fallecidos* (4) | *Mujeres* — *Nacidas vivas* (5) | *Mujeres* — *Fallecidas* (6) | *Indice de masculinidad de los hijos nacidos vivos* (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 ..... | 2 695 | 278 | 24 | 279 | 16 | 0.9964 |
| 20-24 ..... | 2 095 | 1 380 | 77 | 1 253 | 53 | 1.1014 |
| 25-29 ..... | 1 828 | 2 395 | 172 | 2 362 | 140 | 1.0140 |
| 30-34 ..... | 1 605 | 3 097 | 236 | 2 988 | 199 | 1.0365 |
| 35-39 ..... | 1 362 | 3 444 | 348 | 3 278 | 288 | 1.0506 |
| 40-44 ..... | 1 128 | 3 274 | 394 | 3 093 | 292 | 1.0585 |
| 45-49 ..... | 930 | 2 682 | 354 | 2 594 | 335 | 1.0339 |
| TOTAL | 11 643 | 16 550 | 1 605 | 15 847 | 1 323 | 1.0444 |

un ejemplo, en el grupo de edad 20 a 24, el índice de masculinidad es

$$1{,}380/1{,}253 = 1.1014,$$

y el índice global será

$$16{,}550/15{,}847 = 1.0444$$

Los índices de masculinidad que figuran en la columna (7) del cuadro 49 fluctúan algo con la edad de la madre aunque no muestran una tendencia sistemática, y el índice global de masculinidad es aceptablemente próxima al valor esperado de 1,05. Asimismo, ya que se espera alguna variación en los índices de masculinidad debido a que la muestra considerada es relativamente pequeña, cabe concluir que esta evaluación no muestra deficiencias claras en los datos.

*Paso 1: cálculo de la paridez media por mujer.* Los valores de la paridez media, $P(1)$, $P(2)$ y $P(3)$, se calculan dividiendo el número de hijos nacidos vivos de cada sexo (que figuran en las columnas (3) y (5) del cuadro 49) entre el número total de mujeres (columna (2) de ese cuadro). Así, por ejemplo, $P_m(1)$, número promedio de hijos varones nacidos vivos de mujeres de 15 a 19 años, es

$$P_m(1) = 278/2{,}695 = 0.1032$$

Los conjuntos completos de valores de $P_m(i)$ y $P_f(i)$ figuran en las columnas (3) y (4) del cuadro 50.

Adviértase que los valores de $P(i)$ para ambos sexos son precisamente la suma de $P_m(i)$ y $P_f(i)$, número promedio de hijos e hijas, respectivamente, nacidos de las mujeres del grupo de edad $i$.

CUADRO 50. PARIDEZ MEDIA POR SEXO DEL HIJO Y EDAD DE LA MADRE, PANAMÁ, 1976

| Grupo de edad (1) | Indice i (2) | Paridez media por mujer: Hijos $P_m(i)$ (3) | Hijos $P_f(i)$ (4) | Ambos sexos $P_t(i)$ (5) |
|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 0.1032 | 0.1035 | 0.2067 |
| 20-24 | 2 | 0.6587 | 0.5981 | 1.2568 |
| 25-29 | 3 | 1.3100 | 1.2920 | 2.6020 |
| 30-34 | 4 | 1.9300 | 1.8620 | 3.7920 |
| 35-39 | 5 | 2.5286 | 2.4068 | 4.9354 |
| 40-44 | 6 | 2.9025 | 2.7420 | 5.6445 |
| 45-49 | 7 | 2.8839 | 2.7892 | 5.6731 |

*Paso 2: cálculo de la proporción de hijos fallecidos para cada grupo de edad de la madre.* Los valores de esta proporción, $D(i)$, se calculan del cuadro 49 dividiendo el número de hijos muertos de cada sexo, que figura en las columnas (4) y (6), entre el número de hijos nacidos vivos del sexo correspondiente, que aparece en las columnas (3) y (5). Así, $D_m(1)$, la proporción de hijos muertos entre los hijos varones nacidos vivos de mujeres de 15 a 19 años es

$$D_m(1) = 24/278 = 0.0863$$

Para calcular los valores de $D(i)$ correspondientes a ambos sexos, han de sumarse las defunciones y dividirse luego entre el número total de hijos nacidos vivos (suma de hijos e hijas). Por tanto, $D_t(1)$ para ambos sexos sería

$$D_t(1) = (24+16)/(278+279) = 0.0718$$

El cuadro 51 muestra el conjunto completo de proporciones de hijos fallecidos.

CUADRO 51. PROPORCIONES DE HIJOS, FALLECIDOS, POR SEXO DEL HIJO Y EDAD DE LA MADRE, PANAMÁ, 1976

| Grupo de edad (1) | Indice i (2) | Proporción de hijos fallecidos: Hombres $D_m(i)$ (3) | Mujeres $D_f(i)$ (4) | Ambos sexos $D_t(i)$ (5) |
|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 0.0863 | 0.0574 | 0.0718 |
| 20-24 | 2 | 0.0558 | 0.0423 | 0.0494 |
| 25-29 | 3 | 0.0718 | 0.0593 | 0.0656 |
| 30-34 | 4 | 0.0762 | 0.0666 | 0.0715 |
| 35-39 | 5 | 0.1010 | 0.0879 | 0.0946 |
| 40-44 | 6 | 0.1203 | 0.0944 | 0.1077 |
| 45-49 | 7 | 0.1320 | 0.1291 | 0.1306 |

*Paso 3: cálculo de los multiplicadores.* Los multiplicadores, $k(i)$, necesarios para ajustar la proporción declarada de hijos fallecidos, $D(i)$, con respecto a los efectos del patrón de fecundidad vigente, se calculan de los cocientes $P(1)/P(2)$ y $P(2)/P(3)$, usando la ecuación y los coeficientes que figuran en el cuadro 47. Así,

$$k(i) = a(i) + b(i)\,P(1)/P(2) + c(i)\,P(2)/P(3)$$

Se supone que la familia Oeste de las tablas de vida modelo constituye una representación adecuada de la mortalidad en Panamá, por lo que los valores de $a(i)$, $b(i)$ y $c(i)$ se toman de la parte inferior del cuadro 47. Dados los valores de $P(1)$, $P(2)$ y $P(3)$ listados en el cuadro 50, pueden calcularse los valores de $k(i)$ para cada sexo y para ambos sexos combinados. En el cuadro 52 figura el conjunto completo de valores de $k(i)$. Para tomar un ejemplo, el multiplicador correspondiente a los hijos varones de las mujeres de 20 a 24 años ($i = 2$) es

$$k_m(2) = 1.2563 + (-0.5381)(0.1032/0.6587) + (-0.2637)(0.6587/1.3100) = 1.0394$$

CUADRO 52. MULTIPLICADORES DE TRUSSELL PARA ESTIMAR LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ, MODELO OESTE, PANAMÁ, 1976

| Grupo de edad (1) | Indice i (2) | Multiplicadores k(i) para: Hombres (3) | Mujeres (4) | Ambos sexos (5) |
|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 1.1026 | 1.0279 | 1.0663 |
| 20-24 | 2 | 1.0394 | 1.0411 | 1.0404 |
| 25-29 | 3 | 0.9850 | 1.0027 | 0.9938 |
| 30-34 | 4 | 0.9939 | 1.0147 | 1.0042 |
| 35-39 | 5 | 1.0109 | 1.0337 | 1.0221 |
| 40-44 | 6 | 0.9984 | 1.0219 | 1.0100 |
| 45-49 | 7 | 0.9909 | 1.0138 | 1.0022 |
| $P(1)/P(2)$ | | 0.1567 | 0.1730 | 0.1645 |
| $P(2)/P(3)$ | | 0.5028 | 0.4629 | 0.4830 |

*Paso 4: cálculo de las probabilidades de morir y de sobrevivir.* Los valores estimados de las probabilidades de fallecer, $q(x)$, se calculan ahora multiplicando los valores de $k(i)$ que figuran en el cuadro 52 por las correspondientes proporciones de fallecidos, $D(i)$, que aparecen en el cuadro 51. En el cuadro 53 se presenta el conjunto completo de estimaciones de $q(x)$. Por ejemplo, el valor de $q_f(5)$ se obtiene como sigue:

$$q_f(5) = k_f(4)D_f(4) = (1.0147)(0.0666) = 0.0676$$

Como todo valor $q(x)$ es el complemento probabilístico de la probabilidad de sobrevivir, $l(x)$, este último valor puede obtenerse restando el primero de 1,0. Así,

$$l_f(5) = 1.0 - 0.0676 = 0.9324$$

En el cuadro 53, todo valor $q(x)$ va acompañado de su correspondiente valor $l(x)$.

CUADRO 53. ESTIMACIONES DE LAS PROBABILIDADES DE MORIR Y DE SOBREVIVIR, POR SEXO, OBTENIDAS DE DATOS SOBRE LA SUPERVIVENCIA DE HIJOS CLASIFICADOS POR EDAD DE LA MADRE, MODELO OESTE, PANAMÁ, 1976

| Grupo de edad (1) | Indice x (2) | Probabilidades de morir, q(x), y de sobrevivir, l(x): Hombres q(x) (3) | Hombres l(x) (4) | Mujeres q(x) (5) | Mujeres l(x) (6) | Ambos sexos q(x) (7) | Ambos sexos l(x) (8) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 0.0952 | 0.9048 | 0.0590 | 0.9410 | 0.0766 | 0.9234 |
| 20-24 | 2 | 0.0580 | 0.9420 | 0.0440 | 0.9560 | 0.0514 | 0.9486 |
| 25-29 | 3 | 0.0707 | 0.9293 | 0.0595 | 0.9405 | 0.0652 | 0.9348 |
| 30-34 | 5 | 0.0757 | 0.9243 | 0.0676 | 0.9324 | 0.0718 | 0.9282 |
| 35-39 | 10 | 0.1021 | 0.8979 | 0.0909 | 0.9091 | 0.0967 | 0.9033 |
| 40-44 | 15 | 0.1201 | 0.8799 | 0.0965 | 0.9035 | 0.1088 | 0.8912 |
| 45-49 | 20 | 0.1308 | 0.8692 | 0.1309 | 0.8691 | 0.1309 | 0.8691 |

*Paso 5: cálculo del período de referencia.* Ya que no es probable que la mortalidad se haya mantenido constante en Panamá hasta 1976, es útil conocer el período de referencia, $t(x)$, de cada estimación $q(x)$. Los valores de los cocientes $P(1)/P(2)$ y $P(2)/P(3)$ que son necesarios estimar $t(x)$ ya se calcularon en el paso 3. La forma de la ecuación de estimación y los valores de los coeficientes necesarios para estimar $t(x)$ se obtienen del cuadro 48, suponiendo una vez más un patrón de mortalidad Oeste. El valor de $t_f(3)$ se calcula aquí como ejemplo:

$$t_f(3) = 1.5305 + (2.5528)(0.1730)$$
$$+ (4.8962)(0.4629) = 4.24$$

Así, el valor estimado de $q_f(3)$ de 0,0595 es similar al que corresponde a la tabla de mortalidad por períodos en vigencia 4,24 años antes de la fecha de la encuesta, que puede considerarse por sí misma como la fecha promedio de la entrevista. Como la encuesta tuvo lugar entre agosto y octubre de 1976, en términos aproximados $q_f(3)$ se refiere a mediados de 1972. En el cuadro 54 se presenta el conjunto completo de valores estimados de $t(x)$.

Adviértase que los valores de $t(x)$ implican que las estimaciones de $q(1)$, $q(2)$, $q(3)$ y $q(5)$ obtenidos arriba se refieren a condiciones de mortalidad vigentes aproximadamente 1, 2,5, 4,5 y 6,5 años, respectivamente, antes de la encuesta; después, los valores estimados de $t(x)$ aumentan en cerca de 2,5 ó 3 años por grupo de edad. Tales valores resultan ser consistentes con la idea de que como la estimación de $q(2)$, por ejemplo, se basa sobre todo en información correspondiente a las mujeres de 20 a 24 años, cuya experiencia procreadora es relativamente reciente, la estimación $q(2)$ debería también referirse a la experiencia reciente de la población. La plausibilidad y consistencia de los valores de $t(x)$ son tranquilizadoras. Además, proporcionan importante información para estudiar las tendencias de la mortalidad en la niñez a lo largo del tiempo.

### 4. *Comentarios sobre el ejemplo detallado*

El cálculo de los índices de masculinidad de los hijos nacidos vivos declarados por mujeres en cada grupo de edad no mostró ninguna irregularidad que no pudiera explicarse por la variación aleatoria característica de números pequeños. Otro modo de evaluar la calidad de los datos sobre hijos nacidos vivos es examinar el comportamiento de la paridez media declarada por las mujeres de cada grupo de edad. A menos que la fecundidad haya aumentado en algún momento del pasado, la paridez media debería aumentar con la edad hasta el grupo de 45 a 49 años. De acuerdo a este criterio, los datos de Panamá resultan ser, una vez más, satisfactorios, aunque el incremento tan exiguo de la paridez entre el grupo de 40 a 44 años y el de 45 a 49 sea algo sospechoso (el número medio de niños varones de hecho disminuye ligeramente). Es importante examinar la paridez porque cualquier omisión de hijos nacidos vivos puede deberse, sobre todo, a la omisión de hijos fallecidos, afectando así de manera desproporcionada la proporción de defunciones. En el caso de Panamá, los datos sobre paridez no muestran indicios claros de omisión. Las proporciones de hijos fallecidos aumentan rápidamente con la edad de la madre, en especial desde los 35 años, si se ignora el valor para las mujeres de 15 a

CUADRO 54. ESTIMACIÓN DEL PERÍODO[a] AL QUE SE REFIEREN LAS PROBABILIDADES ESTIMADAS DE FALLECIMIENTO, MODELO OESTE, PANAMÁ, 1976

| Grupo de edad (1) | Edad x (2) | Parámetro q(x) (3) | Período de referencia t(x)[a]: Hombres (4) | Mujeres (5) | Ambos sexos (6) |
|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | $q(1)$ | 0.97 | 1.14 | 1.05 |
| 20-24 | 2 | $q(2)$ | 2.33 | 2.41 | 2.37 |
| 25-29 | 3 | $q(3)$ | 4.39 | 4.24 | 4.32 |
| 30-34 | 5 | $q(5)$ | 6.86 | 6.41 | 6.64 |
| 35-39 | 10 | $q(10)$ | 9.58 | 8.80 | 9.19 |
| 40-44 | 15 | $q(15)$ | 12.43 | 11.41 | 11.92 |
| 45-49 | 20 | $q(20)$ | 15.36 | 14.33 | 14.86 |

[a] Número de años anteriores a la encuesta.

19 (tal valor casi nunca es consistente con los valores ulteriores, probablemente porque los hijos de mujeres jóvenes están sujetos a riesgos de muerte superiores a los del resto); luego, tales proporciones no ofrecen pruebas de una creciente omisión de niños fallecidos cuando aumenta la edad. El rápido incremento de las proporciones de fallecidos a medida que aumenta la edad de la madre sugiere que opera una combinación de factores: una exposición promedio cada vez mayor de los hijos al riesgo de morir y una mortalidad en la niñez que era considerablemente superior a la reciente durante el período entre 10 y 15 años antes de la encuesta.

Un modo sencillo de explorar la consistencia de las estimaciones de mortalidad obtenidas por este método es convertirlas en niveles de mortalidad de las tablas modelo de Coale-Demeny, con miras a comparar los patrones por edad de las estimaciones logradas con los de los modelos. Cuando se dispone de estimaciones por sexo, vale la pena calcular los niveles de mortalidad asociados con las estimaciones de $q(x)$ para cada sexo. El cuadro 55 muestra tales niveles, obtenidos de las tablas de vida modelo Oeste interpolando entre los valores de los cuadros 236 y 237 (véase anexo VIII); los niveles para ambos sexos no se indican, ya que, por tratarse únicamente de promedios de los niveles de ambos sexos por separado, no proporcionarían ninguna información adicional.

CUADRO 55. NIVELES DE MORTALIDAD EN LAS TABLAS MODELO OESTE CONSISTENTES CON LAS ESTIMACIONES DE MORTALIDAD EN LA NIÑEZ, $q(x)$, PANAMÁ, 1976

| Edad $x$ (1) | Hombres | | Mujeres | |
|---|---|---|---|---|
| | Nivel de mortalidad Oeste (2) | Fecha de referencia (3) | Nivel de mortalidad Oeste (4) | Fecha de referencia (5) |
| 1..... | 16.3 | 1975.7 | 18.1 | 1975.6 |
| 2..... | 20.0 | 1974.4 | 20.2 | 1974.3 |
| 3..... | 19.4 | 1972.3 | 19.2 | 1972.5 |
| 5..... | 19.4 | 1969.8 | 19.0 | 1970.3 |
| 10..... | 18.4 | 1967.1 | 18.1 | 1967.9 |
| 15..... | 17.8 | 1964.3 | 18.1 | 1965.3 |
| 20..... | 17.8 | 1961.3 | 17.0 | 1962.4 |

A título de ejemplo, se calcula aquí el nivel consistente con la $q(2)$ estimada para mujeres. Según el cuadro 53, $q_f(2)$ es igual a 0,0440 y el correspondiente $l(2)$ es 0,9560. Como en el cuadro 236 del anexo VIII (mujeres, modelo Oeste) sólo se tabulan los valores $l(x)$, se usa este último valor para llevar a cabo la interpolación. En la columna con encabezado "$l(2)$" del cuadro 236, los dos valores entre los cuales se encuentra el $l(2)$ observado son $l_{20}(2) = 0{,}95392$ y $l_{21}(2) = 0{,}96559$ (valores de $l(2)$ en los niveles 20 y 21, respectivamente). Por lo tanto, el factor de interpolación $\theta$ es

$$\theta = (0.9560 - 0.95392)/(0.96559 - 0.95392) = 0.178,$$

y como la distancia entre los niveles 20 y 21 es justo uno, el nivel consistente con $q_f(2)$ es 20,178 ó 20,2 al redondear. Todos los demás valores que figuran en el cuadro 55 se obtienen de modo similar. Para una explicación detallada del procedimiento de interpolación lineal, véase el anexo IV.

Un examen de los niveles que se presentan en el cuadro 55 muestra que, como ya se dijo, las estimaciones de $q(1)$ implican una mortalidad relativamente alta (van asociadas a niveles relativamente bajos en los modelos de Coale y Demeny) y no deberían tenerse en cuenta. Si se deja cierto margen para la variación aleatoria inherente a toda medición derivada de muestras probabilísticas, el resto de los niveles estimados disminuye monotónicamente a medida que aumenta la edad de la madre, lo que sugiere que la mortalidad en la niñez ha disminuido. Asimismo, las estimaciones de nivel son bastante parecidas para los dos sexos, indicando que los diferenciales de la mortalidad en la niñez por sexo en Panamá son similares a los reflejados por las tablas de vida modelo Oeste. Adviértase que en el cuadro 55 también se presentan estimaciones de las fechas de referencia calculadas restando las estimaciones de $t(x)$ que figuran en el cuadro 54 de 1976,7 (fecha promedio de la encuesta). Estas estimaciones, juntamente con los niveles de mortalidad, pueden usarse para determinar la tendencia de la mortalidad en la niñez a lo largo del tiempo, especialmente porque ni los datos ni los resultados del análisis realizado revelan problemas serios.

## C. ESTIMACIÓN DE LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ USANDO DATOS CLASIFICADOS POR DURACIÓN DEL MATRIMONIO

### 1. *Datos requeridos*

Seguidamente se indican los datos que se necesitan para aplicar este método:

*a*) Número de hijos nacidos vivos clasificados por sexo (véase la nota que figura más adelante) y por grupos quinquenales de duración del matrimonio de la madre. La duración del matrimonio se define como el tiempo transcurrido desde el comienzo de la primera unión, sea o no legal;

*b*) Número de hijos fallecidos clasificados por sexo (véase la nota más adelante) y por grupos quinquenales de duración del matrimonio de la madre;

*c*) Número total de mujeres que se han casado alguna vez en cada uno de los grupos quinquenales de duración del matrimonio (con la expresión "casado alguna vez" se indica, en este caso, haber formado parte al menos de una unión).

Nota: Como en el caso de los datos clasificados por edad de la madre, hay que advertir que la clasificación de los hijos nacidos vivos e hijos supervivientes por sexo es conveniente pero no necesaria. Si se dispone de ella, la mortalidad en la niñez podrá estimarse por separado para cada sexo; en otro caso, podrán imputarse estimaciones por sexo suponiendo que un cierto modelo de mortalidad representa el patrón de mortalidad de la población que se estudia. Cuando se dispone de la clasificación por sexo, los índices de masculinidad pueden usarse para evaluar la consistencia de los datos.

### 2. *Procedimiento de cálculo*

A continuación se describen los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de la paridez media por mujer.* La paridez $P(1)$ se refiere a las mujeres cuya primera unión ha durado entre 0 y 5 años precisos (esto es, el grupo de duración de 0 a 4), $P(2)$ a las mujeres en la categoría de duración de 5 a 9 y $P(3)$ a aquéllas en la categoría de 10 a 14. Por lo general,

$$P(i) = CEB(i)/MFP(i) \qquad \text{(C.1)}$$

donde $CEB(i)$ es el número de hijos nacidos vivos declarado por mujeres que pertenecen al grupo de duración $i$ y $MFP(i)$ es el número total de mujeres que han estado casadas alguna vez y que pertenecen al grupo de duración $i$. Nótese que en este caso el índice $i$ representa grupos de duración y no grupos de edad. El valor $i = 1$ va asociado al primer grupo de duración (tramo de 0 a 4), $i = 2$ al segundo (5 a 9), y así sucesivamente.

*Paso 2: cálculo de la proporción de hijos fallecidos para cada grupo de duración de la madre.* Esta proporción, $D(i)$, se define una vez más como

$$D(i) = CD(i)/CEB(i) \qquad \text{(C.2)}$$

donde $CD(i)$ es el número de hijos fallecidos declarado por mujeres del grupo $i$ de duración y $CEB(i)$ es el número de hijos nacidos vivos declarado por esas mujeres.

*Paso 3: cálculo de los multiplicadores.* Los multiplicadores, $k(i)$, se obtienen sustituyendo en la ecuación (C.3) los cocientes apropiados de paridez calculados usando la paridez media obtenida en el paso 1 y los coeficientes que figuran en el cuadro 56. La ecuación para obtener $k(i)$ es

$$k(i) = a(i) + b(i)(P(1)/P(2)) + c(i)(P(2)/P(3)) \qquad \text{(C.3)}$$

Hay que señalar que el cuadro 56 presenta coeficientes para grupos de duración de matrimonio hasta el tramo de 30 a 34 años. En la práctica, muchas veces los datos sólo se tabulan para grupos hasta 15 a 19 ó 20 a 24; se han incluido aquí coeficientes para tramos más avanzados sólo para permitir su aplicación en los raros casos en que los datos básicos estén disponibles. También hay que advertir que en todos los casos, las categorías de duración utilizadas deben abarcar exactamente cinco años. No deben usarse datos relativos a un intervalo abierto de duración, como por ejemplo 20+ (20 o más años) para estimar la mortalidad en la niñez.

*Paso 4: cálculo de las probabilidades de morir y de sobrevivir.* La probabilidad de morir antes de la edad exacta $x$, denotada por $q(x)$, se calcula como el producto de la proporción de hijos fallecidos, $D(i)$, por

CUADRO 56. COEFICIENTES PARA ESTIMAR LOS MULTIPLICADORES USADOS PARA DERIVAR LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ, VARIANTE TRUSSELL, CUANDO LOS DATOS SE CLASIFICAN POR DURACIÓN DEL MATRIMONIO

| Modelo de mortalidad (1) | Grupo de duración (2) | Indice i (3) | Cociente de mortalidad[a] q(x)/D(i) (4) | Coeficientes a(i) (5) | Coeficientes b(i) (6) | Coeficientes c(i) (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Norte ..... | 0-4 | 1 | $q(2)/D(1)$ | 1.2615 | −0.5340 | 0.1252 |
| | 5-9 | 2 | $q(3)/D(2)$ | 1.1957 | −0.4103 | −0.0930 |
| | 10-14 | 3 | $q(5)/D(3)$ | 1.3067 | −0.0103 | −0.4618 |
| | 15-19 | 4 | $q(10)/D(4)$ | 1.4701 | 0.1763 | −0.7268 |
| | 20-24 | 5 | $q(15)/D(5)$ | 1.5039 | 0.0039 | −0.7071 |
| | 25-29 | 6 | $q(20)/D(6)$ | 1.4798 | −0.2487 | −0.5582 |
| | 30-34 | 7 | $q(25)/D(7)$ | 1.4373 | −0.2317 | −0.5047 |
| Sur ..... | 0-4 | 1 | $q(2)/D(1)$ | 1.3103 | −0.5856 | 0.1367 |
| | 5-9 | 2 | $q(3)/D(2)$ | 1.2309 | −0.3463 | −0.1073 |
| | 10-14 | 3 | $q(5)/D(3)$ | 1.2774 | 0.0336 | −0.3987 |
| | 15-19 | 4 | $q(10)/D(4)$ | 1.3493 | 0.1366 | −0.5403 |
| | 20-24 | 5 | $q(15)/D(5)$ | 1.3592 | −0.0315 | −0.4944 |
| | 25-29 | 6 | $q(20)/D(6)$ | 1.3532 | −0.1978 | −0.4099 |
| | 30-34 | 7 | $q(25)/D(7)$ | 1.3498 | −0.1663 | −0.4131 |
| Este ..... | 0-4 | 1 | $q(2)/D(1)$ | 1.2299 | −0.3998 | 0.0910 |
| | 5-9 | 2 | $q(3)/D(2)$ | 1.1611 | −0.2451 | −0.0797 |
| | 10-14 | 3 | $q(5)/D(3)$ | 1.2036 | 0.0171 | −0.2992 |
| | 15-19 | 4 | $q(10)/D(4)$ | 1.2773 | 0.1015 | −0.4276 |
| | 20-24 | 5 | $q(15)/D(5)$ | 1.3014 | −0.0219 | −0.4195 |
| | 25-29 | 6 | $q(20)/D(6)$ | 1.3160 | −0.1630 | −0.3751 |
| | 30-34 | 7 | $q(25)/D(7)$ | 1.3287 | −0.1523 | −0.3925 |
| Oeste ..... | 0-4 | 1 | $q(2)/D(1)$ | 1.2584 | −0.4683 | 0.1080 |
| | 5-9 | 2 | $q(3)/D(2)$ | 1.1841 | −0.3006 | −0.0892 |
| | 10-14 | 3 | $q(5)/D(3)$ | 1.2446 | 0.0131 | −0.3555 |
| | 15-19 | 4 | $q(10)/D(4)$ | 1.3353 | 0.1157 | −0.5245 |
| | 20-24 | 5 | $q(15)/D(5)$ | 1.3875 | −0.0193 | −0.5472 |
| | 25-29 | 6 | $q(20)/D(6)$ | 1.4227 | −0.1954 | −0.5127 |
| | 30-34 | 7 | $q(25)/D(7)$ | 1.4432 | −0.1977 | −0.5339 |

Ecuaciones de estimación:

$$k(i) = a(i) + b(i)(P(1)/P(2)) + c(i)(P(2)/P(3))$$

$$g(x) = k(i)D(i)$$

[a] Cociente entre la probabilidad de fallecer y la proporción de hijos fallecidos. Este cociente se hace equivalente al multiplicador $k(i)$.

el correspondiente multiplicador $k(i)$ obtenido en el paso 3. Así,

$$q(x) = k(i)D(i) \qquad \text{(C.4)}$$

para algún par $(x, i)$ definido en el cuadro 56, del que se obtuvieron los coeficientes necesarios para calcular $k(i)$. A partir de los valores de $q(x)$, es fácil obtener sus complementos probabilísticos, $l(x)$ (probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta la edad exacta $x$), restando de la unidad, esto es,

$$l(x) = 1.0 - q(x)$$

*Paso 5: cálculo del período de referencia.* Como en el caso anterior, $t(x)$, es una estimación del número de años anteriores a la encuesta que definen el período al que se refieren las estimaciones de la mortalidad en la niñez obtenidas en el paso 4 cuando la mortalidad ha ido cambiando. Los valores de $t(x)$ se obtienen usando una ecuación cuya forma y coeficientes para el caso en que los datos estén clasificados por duración del matrimonio se presentan en el cuadro 57.

### 3. *Un ejemplo detallado*

Los datos sobre el número de hijos nacidos vivos e hijos supervivientes obtenidos de una encuesta realizada en Panamá entre agosto y octubre de 1976 se tabularon no sólo por edad de la madre sino también por el tiempo transcurrido desde la primera unión de esta última. Los datos clasificados por duración se resumen en el cuadro 58.

Tales datos se usan para ilustrar el procedimiento que estima la mortalidad en la niñez en base a datos por duración. En el cuadro 58 sólo figuran datos para los primeros cinco grupos de duración; no se dispone de datos para grupos de duración más larga, que abarquen cinco años cada uno. Una vez más, como prueba de consistencia, se examinan los índices de masculinidad del número declarado de hijos nacidos vivos. Al igual que en el caso en que los datos se clasifican por edad, es de esperarse que los valores de esos índices para las diferentes duraciones de matrimonio sean razonablemente estables y próximos a 1,05 (aunque hay que dejar cierto margen para la variabilidad aleatoria propia de los pequeños números considerados). Los índices de masculinidad se presentan en la columna (7) del cuadro 58 y se calculan dividiendo el número de hijos varones nacidos vivos entre el número correspondiente de hijas. Los valores de los índices presentados en el cuadro 58 no son exactamente constantes, pero, salvo la que se refiere al grupo de duración 0 a 4, todas ellas resultan aceptablemente próximas a la cifra esperada. La gran desviación mostrada por el índice de masculinidad de los hijos nacidos de mujeres casadas sólo unos pocos años (grupo de duración de 0 a 4) se debe probablemente al número relativamente pequeño de casos considerados.

CUADRO 57. COEFICIENTES PARA ESTIMAR EL PERÍODO TEMPORAL, $t(x)$ [a], AL QUE SE REFIEREN LOS VALORES DE $q(x)$ ESTIMADOS A PARTIR DE DATOS CLASIFICADOS POR DURACIÓN DEL MATRIMONIO

| *Modelo de mortalidad* (1) | *Grupo de duración* (2) | *Indice i* (3) | *Edad x* (4) | *Parámetro q(x)* (5) | *Coeficientes* a(i) (6) | b(i) (7) | c(i) (8) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Norte ..... | 0-4 | 1 | 2 | $q(2)$ | 1.0311 | 1.3149 | −0.3282 |
| | 5-9 | 2 | 3 | $q(3)$ | 1.6964 | 4.2147 | −0.0160 |
| | 10-14 | 3 | 5 | $q(5)$ | 1.4285 | 3.2687 | 4.4073 |
| | 15-19 | 4 | 10 | $q(10)$ | −0.0753 | −1.0800 | 12.9281 |
| | 20-24 | 5 | 15 | $q(15)$ | −1.9749 | −3.4773 | 21.3318 |
| | 25-29 | 6 | 20 | $q(20)$ | −2.1888 | 0.6124 | 23.9376 |
| | 30-34 | 7 | 25 | $q(25)$ | 0.9613 | 4.4416 | 21.4661 |
| Sur ..... | 0-4 | 1 | 2 | $q(2)$ | 1.0202 | 1.3064 | −0.3297 |
| | 5-9 | 2 | 3 | $q(3)$ | 1.6601 | 4.5105 | −0.0335 |
| | 10-14 | 3 | 5 | $q(5)$ | 1.2146 | 3.4684 | 4.9524 |
| | 15-19 | 4 | 10 | $q(10)$ | −0.6454 | −1.6045 | 14.6773 |
| | 20-24 | 5 | 15 | $q(15)$ | −2.9104 | −4.1352 | 24.0072 |
| | 25-29 | 6 | 20 | $q(20)$ | −3.1641 | 1.2106 | 26.3515 |
| | 30-34 | 7 | 25 | $q(25)$ | 0.4456 | 5.6384 | 23.2565 |
| Este ..... | 0-4 | 1 | 2 | $q(2)$ | 1.0380 | 1.4213 | −0.3545 |
| | 5-9 | 2 | 3 | $q(3)$ | 1.6441 | 4.7042 | 0.0642 |
| | 10-14 | 3 | 5 | $q(5)$ | 1.1068 | 3.3032 | 5.4464 |
| | 15-19 | 4 | 10 | $q(10)$ | −0.8678 | −1.9683 | 15.5187 |
| | 20-24 | 5 | 15 | $q(15)$ | −3.2154 | −4.1123 | 24.8624 |
| | 25-29 | 6 | 20 | $q(20)$ | −3.3885 | 1.6746 | 26.9798 |
| | 30-34 | 7 | 25 | $q(25)$ | 0.4716 | 5.8775 | 23.7246 |
| Oeste ..... | 0-4 | 1 | 2 | $q(2)$ | 1.0349 | 1.3714 | −0.3390 |
| | 5-9 | 2 | 3 | $q(3)$ | 1.6654 | 4.5855 | 0.0233 |
| | 10-14 | 3 | 5 | $q(5)$ | 1.2109 | 3.3291 | 5.1402 |
| | 15-19 | 4 | 10 | $q(10)$ | −0.5370 | −1.7679 | 14.6370 |
| | 20-24 | 5 | 15 | $q(15)$ | −2.4694 | −3.9194 | 23.0999 |
| | 25-29 | 6 | 20 | $q(20)$ | −2.2107 | 1.3059 | 24.4479 |
| | 30-34 | 7 | 25 | $q(25)$ | 1.7815 | 5.0415 | 20.6725 |

Ecuación de estimación:

$$t(x) = a(i) + b(i)(P(1)/P(2)) + c(i)(P(2)/P(3))$$

[a] Número de años antes de la encuesta.

CUADRO 58. TOTAL DE HIJOS NACIDOS VIVOS Y DE HIJOS SUPERVIVIENTES, POR SEXO DEL HIJO Y DURACIÓN DEL MATRIMONIO DE LA MADRE, PANAMÁ, 1976

| Grupo de duración (1) | Mujeres casadas alguna vez (2) | Hijos: Hombres: Nacidos vivos (3) | Hijos: Hombres: Fallecidos (4) | Hijos: Mujeres: Nacidas vivas (5) | Hijos: Mujeres: Fallecidas (6) | Indice de masculinidad de los nacidos vivos (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 0-4 | 1 523 | 836 | 35 | 862 | 24 | 0.9698 |
| 5-9 | 1 717 | 2 303 | 124 | 2 204 | 110 | 1.0449 |
| 10-14 | 1 362 | 2 827 | 217 | 2 647 | 149 | 1.0680 |
| 15-19 | 1 225 | 3 103 | 251 | 3 003 | 220 | 1.0340 |
| 20-24 | 1 069 | 3 206 | 387 | 3 052 | 292 | 1.0505 |
| TOTAL | 6 896 | 12 275 | 1 014 | 11 768 | 795 | 1.0431 |

Las probabilidades de supervivencia estimadas de los datos correspondientes a ese grupo de duración pueden muy bien estar sujetas a sesgos similares y deberían tratarse con reserva.

A continuación se indican los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de la paridez media por mujer.* La paridez media se calcula de un modo muy similar al paso 1 de la versión por edades: cada uno de los rubros de las columnas (3) y (5) (hijos e hijas nacidos vivos, respectivamente) del cuadro 58 se divide por el correspondiente rubro de la columna (2), número de mujeres casadas alguna vez. Así, por ejemplo, $P_m(1)$ para varones es

$$P_m(1) = 836/1{,}523 = 0.5489$$

La paridez media correspondiente a todos los nacimientos (que se presenta en el cuadro 59 debajo del encabezado "Ambos sexos") puede obtenerse de igual modo; o, alternativamente, sumando sin más las cifras medias referentes a hijos e hijas ($P_m(i)$ y $P_f(i)$).

Así, para ambos sexos, $P_t(2)$ sería

$$P_t(2) = (2{,}303 + 2{,}204)/1{,}717 = 2.6249$$

o simplificando,

$$P_t(2) = 1.3413 + 1.2836 = 2.6249$$

En el cuadro 59 se indican otros valores de la paridez media.

CUADRO 59. PARIDEZ MEDIA POR SEXO DE LOS HIJOS Y DURACIÓN DEL MATRIMONIO DE LA MADRE, PANAMÁ, 1976

| Grupo de duración (1) | Indice $i$ (2) | Paridez media por mujer: Hijos $P_m(i)$ (3) | Hijas $P_f(i)$ (4) | Ambos sexos $P_t(i)$ (5) |
|---|---|---|---|---|
| 0-4 | 1 | 0.5489 | 0.5660 | 1.1149 |
| 5-9 | 2 | 1.3413 | 1.2836 | 2.6249 |
| 10-14 | 3 | 2.0756 | 1.9435 | 4.0191 |
| 15-19 | 4 | 2.5331 | 2.4514 | 4.9845 |
| 20-24 | 5 | 2.9991 | 2.8550 | 5.8541 |

*Paso 2: cálculo de la proporción de hijos fallecidos para cada grupo de duración de la madre.* Esta proporción, $D(i)$, se calcula a partir de los datos del cuadro 58 dividiendo el número de hijos fallecidos (columna (4) para hijos, columna (6) para hijas) entre el número de hijos nacidos vivos (columna (3) para hijos, columna (5) para hijas). Cuando se consideran ambos sexos, el número de hijos e hijas muertos tendrá que calcularse sumando las cifras de las columnas (4) y (6) y dividiendo luego por la suma de hijos e hijas nacidos vivos (columnas (3) y (5)). El cálculo de $D(2)$ se presenta a continuación para todos los casos:

$$D_m(2) = 124/2{,}303 = 0.0538$$

$$D_f(2) = 110/2{,}204 = 0.0499$$

$$D_t(2) = (124 + 110)/(2{,}303 + 2{,}204) = 0.0519$$

donde los subíndices indican si el valor de $D(2)$ se refiere a hijos ($m$), hijas ($f$) o a ambos sexos combinados ($t$). En el cuadro 60 aparecen todos los valores de $D(i)$.

CUADRO 60. PROPORCIONES DE HIJOS FALLECIDOS, POR SEXO DEL HIJO Y DURACIÓN DEL MATRIMONIO DE LA MADRE, PANAMÁ, 1976

| Grupo de duración (1) | Indice $i$ (2) | Proporciones de hijos fallecidos: Hijos $D_m(i)$ (3) | Hijos $D_f(i)$ (4) | Ambos sexos $D_t(i)$ (5) |
|---|---|---|---|---|
| 0-4 | 1 | 0.0419 | 0.0278 | 0.0348 |
| 5-9 | 2 | 0.0538 | 0.0499 | 0.0519 |
| 10-14 | 3 | 0.0768 | 0.0563 | 0.0669 |
| 15-19 | 4 | 0.0809 | 0.0733 | 0.0771 |
| 20-24 | 5 | 0.1207 | 0.0957 | 0.1085 |

*Paso 3: cálculo de los multiplicadores.* Los coeficientes necesarios para calcular los multiplicadores, $k(i)$, figuran en el cuadro 56. La ecuación de estimación reviste la forma:

$$k(i) = a(i) + b(i)(P(1)/P(2)) + c(i)(P(2)/P(3)) \qquad \text{(C.5)}$$

donde las variables independientes usadas son $P(1)/P(2)$ y $P(2)/P(3)$. Una vez más, se elige el patrón de mortalidad Oeste. A causa de la sencilla forma de la ecuación (C.5), el cálculo de los multiplicadores $k(i)$ es simple. Los resultados se resumen en el cuadro 61; por ejemplo, $k_m(3)$ para los hijos varones se calcula así:

$$k_m(3) = 1.2446 + (0.0131)(0.4092) + (-0.3555)(0.6462) = 1.0202$$

CUADRO 61. MULTIPLICADORES PARA LAS PROPORCIONES DE HIJOS FALLECIDOS TABULADOS POR DURACIÓN DEL MATRIMONIO, SUPONIENDO UN PATRÓN DE MORTALIDAD OESTE, PANAMÁ, 1976

| Grupo de duración (1) | Indice i (2) | Multiplicadores: Hijos $k_{m_f}(i)$ (3) | Hijas $k_f(i)$ (4) | Ambos sexos $k_t(i)$ (5) |
|---|---|---|---|---|
| 0-4 ..... | 1 | 1.1366 | 1.1233 | 1.1300 |
| 5-9 ..... | 2 | 1.0035 | 0.9926 | 0.9982 |
| 10-14 ..... | 3 | 1.0202 | 1.0156 | 1.0180 |
| 15-19 ..... | 4 | 1.0437 | 1.0399 | 1.0419 |
| 20-24 ..... | 5 | 1.0260 | 1.0176 | 1.0219 |
| $P(1)/P(2)$ | | 0.4092 | 0.4409 | 0.4247 |
| $P(2)/P(3)$ | | 0.6462 | 0.6605 | 0.6531 |

*Paso 4: cálculo de las probabilidades de morir y de sobrevivir.* Las estimaciones de $q(x)$, la probabilidad de morir entre el nacimiento y la edad exacta $x$, se obtienen multiplicando las proporciones de fallecidos, $D(i)$, calculadas en el paso 2, por los multiplicadores $k(i)$ que se acaban de calcular. Así, $q(x) = k(i)D(i)$. Hay que tener cuidado de poner bien los índices; el valor de $x$ que corresponde a cada $i$ figura en el cuadro 56. El cuadro 62 presenta los resultados finales para $q(x)$ y para $l(x)$, la probabilidad de sobrevivir.

*Paso 5: cálculo del período de referencia.* Como es muy probable que la mortalidad haya cambiado recientemente en Panamá, conviene estimar el período de referencia, $t(x)$. Para ello, se requieren los valores de $P(1)/P(2)$ y $P(2)/P(3)$, que ya se han calculado en el paso 3 (véase cuadro 61). En el cuadro 57 aparecen tanto la ecuación usada para estimar $t(x)$ como los coeficientes apropiados. El cómputo de $t(x)$ es inmediato. Como ejemplo se calcula a continuación $t_m(3)$ para niños varones:

$$t_m(3) = 1.6654 + 4.5855(0.4092) + 0.0233(0.6462) = 3.56$$

En el cuadro 63 se listan los valores de $t(x)$.

## 4. *Comentarios sobre el ejemplo detallado*

Como en el caso del análisis basado en la edad, los datos sobre hijos nacidos vivos e hijos supervivientes provenientes de la encuesta hecha en Panamá en 1976, al ser clasificados por duración del matrimonio, resultan ser de calidad aceptable. Los índices de masculinidad de los hijos nacidos vivos son próximos al valor esperado de 1,05, la paridez media aumenta regularmente con la duración del matrimonio, y las proporciones de hijos fallecidos también aumentan con la duración marital. La consistencia de las estimaciones de la mortalidad, tanto interna como con respecto a las estimaciones obtenidas a base de datos clasificados por edad, puede ser evaluada calculando los niveles de mortalidad dentro de la familia Oeste de las tablas modelo de Coale y Demeny consistentes con cada estimación de $q(x)$ y comparando entre sí tales niveles. El cuadro 64 muestra los niveles de mortalidad consistentes con las estimaciones de $q(x)$ para cada sexo. Los niveles se obtienen por interpolación usando las tablas relativas al modelo Oeste del anexo VIII.

CUADRO 62. ESTIMACIONES DE LAS PROBABILIDADES DE MORIR Y DE SOBREVIVIR, POR SEXO, OBTENIDAS DE DATOS SOBRE HIJOS SUPERVIVIENTES CLASIFICADOS POR DURACIÓN DEL MATRIMONIO, MODELO OESTE, PANAMÁ, 1976

| Grupo de duración (1) | Edad x (2) | Probabilidades de morir, q(x), y de sobrevivir, l(x): Hombres q(x) (3) | Hombres l(x) (4) | Mujeres q(x) (5) | Mujeres l(x) (6) | Ambos sexos q(x) (7) | Ambos sexos l(x) (8) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 0-4 ..... | 2 | 0.0476 | 0.9524 | 0.0312 | 0.9688 | 0.0393 | 0.9607 |
| 5-9 ..... | 3 | 0.0540 | 0.9460 | 0.0495 | 0.9505 | 0.0518 | 0.9482 |
| 10-14 ..... | 5 | 0.0784 | 0.9216 | 0.0572 | 0.9428 | 0.0681 | 0.9319 |
| 15-19 ..... | 10 | 0.0844 | 0.9156 | 0.0762 | 0.9238 | 0.0803 | 0.9197 |
| 20-24 ..... | 15 | 0.1238 | 0.8762 | 0.0974 | 0.9026 | 0.1109 | 0.8891 |

Los niveles estimados de mortalidad indican una tendencia bastante coherente y una consistencia razonable por sexo. El promedio de los niveles de mortalidad basados en la duración es algo superior (en alrededor de medio nivel) al obtenido cuando los datos fueron clasificados por edad, pero el período de referencia de las estimaciones basadas en la duración es algo más reciente, para cualquier valor concreto de $x$. Por tanto, aunque las estimaciones generales basadas en la duración arrojan una mortalidad inferior a las estimaciones por edad, sus diferencias son moderadas. Habida cuenta de que las uniones consensuales son comunes en Panamá

CUADRO 63. ESTIMACIONES DEL PERÍODO DE REFERENCIA, $t(x)$ [a], DE LAS PROBABILIDADES ESTIMADAS DE MORIR, MODELO OESTE, PANAMÁ, 1976

| Grupo de duración (1) | Edad x (2) | q(x) estimada (3) | Estimaciones del período de referencia[a]: Hombres $t_{m_f}(x)$ (4) | Mujeres $t_f(x)$ (5) | Ambos sexos $t_t(x)$ (6) |
|---|---|---|---|---|---|
| 0-4 ..... | 2 | $q(2)$ | 1.38 | 1.42 | 1.40 |
| 5-9 ..... | 3 | $q(3)$ | 3.56 | 3.70 | 3.63 |
| 10-14 ..... | 5 | $q(5)$ | 5.89 | 6.07 | 5.98 |
| 15-19 ..... | 10 | $q(10)$ | 8.20 | 8.35 | 8.27 |
| 20-24 ..... | 15 | $q(15)$ | 10.85 | 11.06 | 10.95 |
| $P(1)/P(2)$ | | | 0.4092 | 0.4409 | 0.4247 |
| $P(2)/P(3)$ | | | 0.6462 | 0.6605 | 0.6531 |

[a] Número de años antes de la encuesta.

CUADRO 64. NIVELES DE MORTALIDAD EN LAS TABLAS MODELO OESTE CONSISTENTES CON LAS ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ, BASADAS EN LA DURACIÓN, PANAMÁ, 1976

| Edad $x$ (1) | Hombres | | Mujeres | |
|---|---|---|---|---|
| | Nivel de mortalidad Oeste (2) | Fecha de referencia (3) | Nivel de mortalidad Oeste (4) | Fecha de referencia (5) |
| 2..... | 20.8 | 1975.3 | 21.3 | 1975.3 |
| 3..... | 20.5 | 1973.1 | 20.0 | 1973.0 |
| 5..... | 19.2 | 1970.8 | 19.7 | 1970.6 |
| 10..... | 19.3 | 1968.5 | 18.9 | 1968.3 |
| 15..... | 17.6 | 1965.8 | 18.1 | 1965.6 |

y, por consiguiente, de que la fecha de la primera unión puede estar mal declarada o de que las uniones pueden ser relativamente inestables, parece preferible en este caso usar las estimaciones basadas en la edad.

## D. ESTIMACIÓN DE LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ PARA EL PERÍODO ENTRE DOS ENCUESTAS USANDO DATOS PARA UNA COHORTE HIPOTÉTICA

### 1. *Datos requeridos*

A continuación se describen los datos necesarios para aplicar este método:

*a*) Número de hijos nacidos vivos clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre (o por grupos quinquenales de duración del matrimonio cuando las mujeres puedan clasificarse por el tiempo transcurrido desde su primera unión) a partir de dos censos o encuestas distantes cinco o diez años entre sí;

*b*) Número de hijos supervivientes (o su complemento, número de hijos fallecidos) clasificados por grupos quinquenales de edad o duración de la madre para los mismos dos censos o encuestas;

*c*) Número total de mujeres en cada grupo quinquenal de edad cuando los datos se clasifican por edades, o número de mujeres que han estado casadas alguna vez y que pertenezcan a cada grupo quinquenal de duración si los datos se clasifican por el tiempo transcurrido desde la primera unión, a partir de cada una de las encuestas o censos que se consideran.

Adviértase que la clasificación de los hijos por sexo es conveniente pero no necesaria. Cuando los datos no se clasifican por sexo, las diferencias en la mortalidad de hombres y mujeres puede imputarse usando modelos de mortalidad.

### 2. *Procedimiento de cálculo*

El procedimiento de estimación descrito aquí difiere de los que figuran en las secciones B y C sólo en el modo de calcular la proporción de hijos fallecidos y el número promedio de hijos nacidos vivos por mujer (paridez media). Una vez obtenidas la proporción de fallecidos, $D(i)$, y la paridez media, $P(i)$, el cálculo de los multiplicadores $k(i)$ y la estimación de $q(x)$ (probabilidad de morir entre el nacimiento y la edad exacta $x$) se hace de modo idéntico al descrito en los pasos 3 y 4 de los procedimientos de cálculo presentados en las subsecciones B.2 y C.2. Por tanto, esos pasos no se vuelven a describir aquí. Asimismo, como el cómputo de las proporciones de hijos fallecidos y de la paridez de las cohortes hipotéticas se lleva a cabo esencialmente de la misma manera sea cual sea la clasificación de los datos (por edad o por duración), los pasos necesarios para hacer esos cálculos se describen sólo para el método que usa datos por edad. Cuando los datos se clasifican por duración, pueden seguirse los mismos pasos, usando mujeres que han estado casadas alguna vez en lugar de todas las mujeres, y teniendo presente que el índice $i$ se refiere a grupos de duración en lugar de a grupos de edad.

Hay que señalar que, al considerar cohortes hipotéticas, el valor de $t(x)$, período de referencia, carece de significado claro y su estimación no es necesaria. De hecho, la finalidad que se persigue al usar datos para una cohorte hipotética es obtener estimaciones de la mortalidad en la niñez relativa específicamente al período entre los censos o encuestas considerados, de suerte que no tiene sentido estimar los valores de $t(x)$.

A continuación se indican los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de la paridez media por mujer.* Tal como se indica en el paso 1 de los procedimientos de cálculo descritos en las subsecciones B.2 y C.2, la paridez media o promedio de hijos nacidos vivos, *CEB*, por mujer en cada grupo de edad (duración) es precisamente el cociente entre el número observado de hijos nacidos vivos y el número de mujeres en cada grupo de edad (duración), *FP*. En este caso, la paridez media se calcula para cada encuesta por separado y el índice $j$ se usa para indicar aquella a la que se refieren. Por lo tanto, continuando con la notación utilizada en la subsección B.2:

$$P(i,j) = CEB(i,j)/FP(i,j) \qquad \text{(D.1)}$$

*Paso 2: cálculo del número promedio de hijos fallecidos por mujer.* En este paso se calcula el número promedio de hijos fallecidos por mujer en cada grupo de edad y para cada una de las encuestas consideradas. Sea $CD(i, j)$ el número de hijos fallecidos entre los nacidos vivos de mujeres del grupo de edad $i$ y declarados en la encuesta $j$, y $FP(i, j)$ el número total de mujeres en el grupo de edad $i$ en la encuesta $j$. Entonces el número medio de hijos fallecidos de mujeres en el grupo de edad $i$ durante la encuesta $j$, que se representa por $ACD(i, j)$ es precisamente el cociente de $CD(i, j)$ y $FP(i, j)$, esto es

$$ACD(i,j) = CD(i,j)/FP(i,j) \qquad \text{(D.2)}$$

*Paso 3: estimación de la proporción de hijos fallecidos para una cohorte hipotética de mujeres.* De ordinario, la proporción de hijos muertos se calcula como el número de hijos fallecidos dividido por el número de hijos nacidos vivos. Sin embargo, cuando se trata de una cohorte hipotética de mujeres, tal proporción se calcula dividiendo el número promedio de hijos fallecidos por el número promedio de hijos nacidos vivos por mujer de la cohorte hipotética. El promedio de nacimientos por mujer que tiene lugar en una cohorte

verdadera entre dos encuestas es el incremento de la paridez media de la cohorte entre una encuesta y otra, y el número promedio de hijos nacidos vivos de una cohorte hipotética sujeta a la fecundidad experimentada entre las encuestas puede construirse sumando tales incrementos (véase sección C del capítulo II). El número promedio de hijos fallecidos para una cohorte hipotética de mujeres puede obtenerse de igual modo, ya que el incremento en el promedio de hijos fallecidos por mujer para una cohorte verdadera entre dos encuestas es una medida del efecto de la mortalidad durante el período entre ambos recuentos. No obstante, cuando la fecundidad ha estado cambiando, el número medio de hijos fallecidos para una cohorte hipotética de mujeres no puede obtenerse, en sentido estricto, sumando los incrementos correspondientes a las diferentes cohortes femeninas entre los dos censos o encuestas, ya que las defunciones intercensales comprenderán fallecimientos tanto de hijos nacidos entre las encuestas como de hijos nacidos antes de la primera encuesta; y estos últimos (número de hijos nacidos antes de la primera encuesta) no estarán adecuadamente representados por la paridez de la cohorte hipotética que refleja el cambio de la fecundidad entre las encuestas. Existe un procedimiento para estimar el promedio apropiado de hijos fallecidos para una cohorte hipotética en condiciones de fecundidad variable[12]. Sin embargo, a menos que la fecundidad esté disminuyendo a un ritmo sin precedentes, el error que se introduce al usar el método más sencillo descrito aquí es muy pequeño. Por lo tanto, aquel procedimiento no se detalla.

Así, cuando la mortalidad esté cambiando pero la fecundidad se haya mantenido constante, las proporciones de hijos fallecidos para una cohorte hipotética intercensal de mujeres puede calcularse sumando los incrementos observados entre las dos encuestas tanto en el promedio de hijos fallecidos como en la paridez media, y dividiendo después la suma de los primeros entre la suma de la segunda. Se procede luego a obtener estimaciones de la mortalidad para el período entre las encuestas por los procedimientos descritos en la subsección B.2 (o subsección C.2 cuando los datos se clasifican por duración del primer matrimonio).

A continuación se describe en detalle el cálculo de la paridez media y de los promedios de hijos fallecidos para una cohorte hipotética. Si la longitud del período entre las encuestas es $n$ intervalos quinquenales, el número promedio de hijos nacidos vivos de las mujeres del grupo de edad $i$ en la cohorte hipotética expuesta a la fecundidad vigente entre las encuestas, denotado por $P(i, s)$, será

$$P(i,s)=P(i,2)-P(i-n,1)+P(i-n,s) \quad \text{(D.3)}$$

De igual manera, el promedio de hijos fallecidos por mujer del grupo de edad $i$ en la cohorte hipotética, denotado por $ACD(i, s)$, es

$$ACD(i,s)=ACD(i,2)-ACD(i-n,1)$$
$$+ACD(i-n,s) \quad \text{(D.4)}$$

Adviértase que en las dos ecuaciones (D.3) y (D.4), si $i$ es menor o igual a $n$, se supone que el valor de la cohorte hipotética es igual al valor observado en la segunda encuesta. Para la estimación de la mortalidad en la niñez, el procedimiento de la cohorte hipotética resulta de escaso valor cuando las encuestas distan entre sí más de diez años, ya que con un intervalo de 15 años, las proporciones de hijos fallecidos de mujeres de menos de 30 años se hacen iguales a las proporciones de hijos fallecidos declaradas en la segunda encuesta; por lo tanto, las estimaciones de $q(1)$, $q(2)$ y $q(3)$ no reflejarán adecuadamente la mortalidad experimentada durante todo el período entre las encuestas.

Las proporciones de fallecidos de la cohorte hipotética, $D(i, s)$, se obtienen luego dividiendo el número promedio de hijos fallecidos calculado usando la ecuación (D.4) por la paridez media obtenida de la ecuación (D.3), esto es,

$$D(i,s)=ACD(i,s)/P(i,s) \quad \text{(D.5)}$$

Adviértase que como los cálculos usan promedios por mujer, no es importante, como no sea por causa de los efectos de los errores de muestreo, el que los dos conjuntos de datos procedan ambos de censos o ambos de encuestas o uno de cada tipo de fuente.

*Paso 4: estimación de la probabilidad de morir.* Como ya se dijo, la estimación de $q(x)$ corresponde aquí a los pasos 3 y 4 de los procedimientos de cálculo descritos en las subsecciones B.2 y C.2 (versiones de edad y duración, respectivamente). Su aplicación es exactamente la misma que la que allí se detalla, usando en este caso como datos básicos la paridez de la cohorte hipotética de mujeres, $P(i, s)$, y las proporciones de fallecidos, $D(i, s)$, que correspondan también a la cohorte hipotética.

### 3. *Un ejemplo detallado*

Para Tailandia se dispone de datos sobre hijos nacidos vivos e hijos supervivientes a partir de una muestra del censo de 1970 y de dos encuestas por muestreo realizadas en 1974 y 1975. Se usaron promedios ponderados de los datos de ambas encuestas para aproximar un punto situado exactamente cinco años después de la fecha del censo. En el cuadro 65 figuran todos los datos básicos.

*Pasos 1 y 2: cálculo de la paridez media y del número promedio de hijos fallecidos por mujer.* El número promedio de hijos nacidos vivos, $P(i, j)$, y fallecidos, $ACD(i, j)$, por mujer, se obtiene para cada grupo de edad y para cada encuesta dividiendo los totales registrados por el número correspondiente de mujeres. Así, el número promedio de hijos fallecidos de mujeres de 25 a 29 años en 1970 se obtiene como sigue:

$$ACD(3,1)=274{,}526/1{,}141{,}937=0.2404$$

El cuadro 66 muestra los resultados para todos los grupos de edad.

[12] Hania Zlotnik y Kenneth H. Hill, "The use of hypothetical cohorts in estimating demographic parameters under conditions of changing fertility and mortality", *Demography*, vol. 18, No. 1 (febrero de 1981), págs. 103 a 122.

CUADRO 65. NÚMERO DE MUJERES, HIJOS NACIDOS VIVOS E HIJOS FALLECIDOS, POR GRUPOS DE EDAD, TAILANDIA, 1970 Y 1975

| Grupo de edad (1) | 1970[a] Número de mujeres (2) | 1970[a] Hijos nacidos vivos (3) | 1970[a] Hijos fallecidos (4) | 1975[b] Número de mujeres (5) | 1975[b] Hijos nacidos vivos (6) | 1975[b] Hijos fallecidos (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 883 232 | 245 069 | 15 223 | 13 054 | 1 662 | 188 |
| 20-24 | 1 359 859 | 1 367 179 | 99 316 | 10 037 | 8 839 | 600 |
| 25-29 | 1 141 937 | 2 795 340 | 274 526 | 7 812 | 16 787 | 1 329 |
| 30-34 | 1 075 972 | 4 175 274 | 504 766 | 6 508 | 22 969 | 2 375 |
| 35-39 | 956 315 | 4 931 749 | 732 342 | 6 244 | 29 557 | 3 515 |
| 40-44 | 765 298 | 4 477 365 | 829 656 | 5 454 | 31 298 | 4 598 |
| 45-49 | 596 648 | 3 608 055 | 821 915 | 4 388 | 27 550 | 4 941 |

[a] Obtenidos de una muestra expandida del 2%.

[b] Promedio ponderado de los datos de 1974 y 1975 de la Encuesta sobre Cambios de la Población.

CUADRO 66. NÚMERO PROMEDIO DE HIJOS NACIDOS VIVOS Y DE HIJOS FALLECIDOS POR MUJER, POR GRUPOS DE EDAD DE LA MADRE, TAILANDIA, 1970 Y 1975

| Grupo de edad (1) | Indice i (2) | 1970 Número promedio de: Hijos nacidos vivos P(i,1) (3) | 1970 Número promedio de: Hijos fallecidos ACD(i,1) (4) | 1975 Número promedio de: Hijos nacidos vivos P(i,2) (5) | 1975 Número promedio de: Hijos fallecidos ACD(i,2) (6) |
|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 0.1301 | 0.0081 | 0.1273 | 0.0090 |
| 20-24 | 2 | 1.0054 | 0.0730 | 0.8806 | 0.0598 |
| 25-29 | 3 | 2.4479 | 0.2404 | 2.1489 | 0.1701 |
| 30-34 | 4 | 3.8805 | 0.4691 | 3.5293 | 0.3649 |
| 35-39 | 5 | 5.1570 | 0.7658 | 4.7337 | 0.5629 |
| 40-44 | 6 | 5.8505 | 1.0841 | 5.7385 | 0.8431 |
| 45-49 | 7 | 6.0472 | 1.3776 | 6.2785 | 1.1260 |

*Paso 3: estimación de la proporción de hijos fallecidos para una cohorte hipotética de mujeres.* El intervalo entre el censo de 1970 y los resultados combinados de las encuestas de 1974 y 1975 es cinco años, por lo que $n$ en las ecuaciones (D.3) y (D.4) es 1. Así, para el primer grupo de edad, 15 a 19, la paridez media y el promedio de hijos fallecidos para la cohorte hipotética de mujeres se consideran iguales a los valores correspondientes de la segunda encuesta:

$$P(1, s) = P(1, 2) = 0.1273$$

y

$$ACD(1, s) = ACD(1, 2) = 0.0090$$

Los valores subsiguientes se obtienen sumando los incrementos de las cohortes verdaderas sucesivamente. Así, para el segundo grupo de edad (20 a 24):

$$P(2, s) = P(2, 2) - P(1, 1) + P(1, s)$$

$$= 0.8806 - 0.1301 + 0.1273$$

$$= 0.8778$$

y

$$ACD(2, s) = ACD(2, 2) - ACD(1, 1) + ACD(1, s)$$

$$= 0.0598 - 0.0081 + 0.0090$$

$$= 0.0607$$

En el cuadro 67 figuran los resultados obtenidos. (Para una explicación más detallada del procedimiento usado para calcular la paridez media de una cohorte hipotética, véase la subsección B.4($c$) del capítulo II.)

CUADRO 67. NÚMERO PROMEDIO DE HIJOS NACIDOS VIVOS Y DE HIJOS FALLECIDOS POR MUJER DE UNA COHORTE HIPOTÉTICA, POR EDAD DE LA MADRE, TAILANDIA, 1970-1975

| Grupo de edad (1) | Indice i (2) | Número promedio de: Hijos nacidos vivos P(i,s) (3) | Número promedio de: Hijos fallecidos ACD(i,s) (4) | Proporción de hijos fallecidos D(i,s) (5) |
|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 0.1273 | 0.0090 | 0.0707 |
| 20-24 | 2 | 0.8778 | 0.0607 | 0.0692 |
| 25-29 | 3 | 2.0213 | 0.1578 | 0.0781 |
| 30-34 | 4 | 3.1027 | 0.2823 | 0.0910 |
| 35-39 | 5 | 3.9559 | 0.3761 | 0.0951 |
| 40-44 | 6 | 4.5374 | 0.4534 | 0.0999 |
| 45-49 | 7 | 4.9654 | 0.4953 | 0.0998 |

Una vez calculados la paridez media y los promedios de hijos fallecidos, teniendo en cuenta la advertencia sobre cambios en la fecundidad, la proporción de hijos fallecidos en la cohorte hipotética puede obtenerse usando la ecuación (D.5). Así, con arreglo a los valores del cuadro 67, la proporción de hijos fallecidos entre los nacidos de mujeres vivos de 25 a 29 años, $D(3, s)$, se calcula como sigue:

$$D(3, s) = ACD(3, s)/P(3, s)$$

$$= 0.1578/2.0213 = 0.0781$$

La columna (5) del cuadro 67 muestra todo el conjunto de valores $D(i, s)$.

*Paso 4: estimación de la probabilidad de morir.* Las estimaciones de la probabilidad de morir, $q(x)$, entre el nacimiento y la edad exacta $x$ se obtienen usando el procedimiento descrito en la subsección B.2 con el patrón de mortalidad Norte. Para estimar los multiplicadores apropiados, $k(i)$, se necesitan los valores de los cocientes $P(1)/P(2)$ y $P(2)/P(3)$. Tales cocientes se calculan usando la paridez que figura en el cuadro 67 del modo siguiente:

$$P(1, s)/P(2, s) = 0.1273/0.8778 = 0.1450,$$

$$P(2, s)/P(3, s) = 0.8778/2.0213 = 0.4343$$

Los multiplicadores, $k(i)$, se obtienen entonces usando la ecuación que figura en la parte inferior del cuadro 47 y los coeficientes correspondientes al modelo de mortalidad Norte, que también figuran en ese cuadro. El valor de $k(3)$, por ejemplo, se obtiene así:

$$k(3) = 1.1884 + (0.0421)(0.1450)$$

$$+(-0.5156)(0.4343) = 0.9706$$

En la columna (4) del cuadro 68 figura el conjunto completo de multiplicadores usados. Los productos de esos multiplicadores por las proporciones de fallecidos, $D(i, s)$, brindan estimaciones de la mortalidad en la niñez durante el período entre el censo y las encuestas. Así, $q(5)$, por ejemplo, se obtiene como sigue:

$$q(5) = k(4)D(4, s) = 0.0913$$

Todas las estimaciones de $q(x)$ figuran en la columna (6) del cuadro 68. En la columna (7) se indican los niveles de mortalidad Norte de las tablas modelo a los que corresponde cada estimación de $q(x)$, obtenidos suponiendo un índice de masculinidad al nacer de 105 hombres por cada 100 mujeres. Estos niveles se calculan interpolando entre los valores presentados en el cuadro 242 (véase anexo IX), que corresponden al modelo Norte y a un índice de masculinidad al nacer igual a 1,05. Para poder hacer comparaciones, el cuadro 69 presenta también estimaciones de la mortalidad en la niñez obtenidas usando sólo los datos de 1975.

### 4. *Comentarios sobre el ejemplo detallado*

Los datos sobre hijos nacidos vivos e hijos supervivientes de las dos encuestas realizadas en Tailandia no están clasificados por sexo, por lo que no es posible comprobar si los índices de masculinidad declarados son plausibles. No obstante, la disponibilidad de datos para dos momentos compensa con creces esa laguna, ya que es posible examinar los cambios en los datos relativos a cohortes verdaderas para evaluar su fiabilidad. Se espera que la paridez media de cada cohorte de mujeres aumente entre el primer recuento y el segundo de manera consistente con el patrón de la fecundidad por edades, como la paridez media correspondiente a las cohortes observadas, que figura en el cuadro 66, aumenta en todos los casos y sus incrementos parecen razonables, las declaraciones de hijos nacidos vivos para los dos momentos considerados parecen coherentes. El promedio de hijos fallecidos para cohortes verdaderas de mujeres también debería aumentar, siempre que no haya migración o intervengan efectos selectivos con respecto a la mortalidad. Tal es el caso de los datos que figuran en el cuadro 66 cuya consistencia parece aceptable aunque los incrementos del número promedio

CUADRO 68. ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ, TAILANDIA, PERÍODO 1970-1975

| *Grupo de edad de la madre* (1) | *Indice i* (2) | *Edad x* (3) | *Multiplicadores k(x)* (4) | *Proporción de hijos fallecidos D(i,s)* (5) | *Probabilidad de morir q(x)* (6) | *Nivel de mortalidad Norte* (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 1 | 1.0638 | 0.0707 | 0.0752 | 16.7 |
| 20-24 | 2 | 2 | 1.0203 | 0.0692 | 0.0706 | 18.4 |
| 25-29 | 3 | 3 | 0.9706 | 0.0781 | 0.0758 | 18.6 |
| 30-34 | 4 | 5 | 1.0029 | 0.0910 | 0.0913 | 18.5 |
| 35-39 | 5 | 10 | 1.0639 | 0.0951 | 0.1012 | 18.5 |
| 40-44 | 6 | 15 | 1.0483 | 0.0999 | 0.1047 | 18.7 |
| 45-49 | 7 | 20 | 1.0269 | 0.0998 | 0.1025 | 19.3 |

CUADRO 69. ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ, TAILANDIA, 1975

| *Grupo de edad de la madre* (1) | *Indice i* (2) | *Edad x* (3) | *Paridez media P(i)* (4) | *Proporción de hijos fallecidos D(i)* (5) | *Multiplicadores k(i)*[a] (6) | *Probabilidad de morir q(x)* (7) | *Período de referencia*[b] *t(x)* (8) | *Nivel de mortalidad Norte* (9) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 1 | 0.1273 | 0.0710 | 1.0370 | 0.0736 | 1.1 | 16.9 |
| 20-24 | 2 | 2 | 0.8806 | 0.0679 | 1.0272 | 0.0697 | 2.2 | 18.5 |
| 25-29 | 3 | 3 | 2.1489 | 0.0792 | 0.9832 | 0.0779 | 3.8 | 18.4 |
| 30-34 | 4 | 5 | 3.5293 | 0.1034 | 1.0167 | 0.1051 | 5.7 | 17.5 |
| 35-39 | 5 | 10 | 4.7337 | 0.1189 | 1.0782 | 0.1282 | 7.8 | 17.2 |
| 40-44 | 6 | 15 | 5.7385 | 0.1469 | 1.0615 | 0.1559 | 10.3 | 16.4 |
| 45-49 | 7 | 20 | 6.2785 | 0.1793 | 1.0381 | 0.1861 | 13.1 | 15.7 |

[a] Usando $P(1)/P(2) = 0,1446$ y $P(2)/P(3) = 0,4098$.

[b] Número de años antes de la encuesta que definen las fechas de referencia de las estimaciones.

de hijos fallecidos de las mujeres de más edad sean muy pequeños. Cabe concluir entonces que estas verificaciones no revelan deficiencias obvias en los datos.

El comportamiento de la proporción de hijos fallecidos entre los nacidos vivos, $D(i, s)$, brinda una prueba más de la calidad de los datos; es de esperar que tales proporciones aumenten con la edad de la madre, ya que el tiempo promedio de exposición de los hijos al riesgo de morir aumenta con ella. Aunque las proporciones de hijos fallecidos declaradas en cada una de las fuentes que se consideran aumenta monotónicamente con la edad de la madre (si se exceptúan los datos relativos a las mujeres de 15 a 19 años), las proporciones de fallecidos para la cohorte hipotética disminuyen aunque sea débilmente entre el grupo de 40 a 44 años y el de 45 a 49, sugiriendo que existe una ligera omisión de hijos fallecidos entre las mujeres de más edad, omisión que no es obvia en los conjuntos de datos originales debido a los efectos de la mortalidad descendente.

Según las estimaciones del nivel de mortalidad que figuran en el cuadro 68 está claro que la que se refiere a la mortalidad infantil basada en información de mujeres de menos de 20 años no es fidedigna, hecho que es bastante frecuente. Las estimaciones para mujeres en los tramos de edad de 20 a 44 años son muy consistentes, indicando que la mortalidad de la niñez en Tailandia entre 1970 y 1975 era aproximadamente igual a la del nivel 18,5 del modelo Norte. La estimación obtenida de datos relativos a mujeres de 45 a 49 años arroja una mortalidad en la niñez algo inferior, a causa, probablemente, de la leve omisión de hijos fallecidos ya detectada. La consistencia de las estimaciones de mortalidad que figuran en el cuadro 68 contrasta marcadamente con la de las estimaciones del cuadro 69, que muestran una mortalidad ascendente a medida que aumenta la edad de la madre, probablemente porque la mortalidad de la niñez ha ido en descenso.

El método de estimación intercensal o entre encuestas descrito e ilustrado aquí supone una fecundidad aproximadamente constante. La fecundidad en Tailandia empezó a disminuir antes de 1970, y siguió haciéndolo durante el período entre las fuentes consideradas. En tales circunstancias, el número de fallecidos estimado para ese período excede al número de muertes esperadas en base a los nacimientos ocurridos durante el período entre encuestas, ya que el primero incluye las defunciones de niños nacidos antes de la primera encuesta (o censo, en este caso) cuando la fecundidad era mayor, y este relativamente elevado nivel de fecundidad inicial no está reflejado adecuadamente por la paridez estimada de la cohorte femenina hipotética que se deriva sólo de la fecundidad vigente entre las encuestas. Luego, la mortalidad en la niñez será levemente sobrestimada y el grado de sobrestimación aumentará con la edad de la madre, ya que la proporción de nacimientos durante el período entre las encuestas respecto de los hijos supervivientes al comienzo de ese período disminuye con la edad de la madre. Así, sorprende encontrar que los niveles de mortalidad estimados que figuran en el cuadro 68 tienden a aumentar algo con la edad de la madre a pesar del hecho de que el sesgo metodológico que se acaba de describir debería afectarlos en sentido contrario. Zlotnik y Hill[13] estimaron que la magnitud de ese sesgo en el caso de Tailandia es aproximadamente de $-0,1$ de nivel de mortalidad para la estimación derivada del grupo de 25 a 29 años, y del orden de $-0,2$ de nivel para la procedente del grupo de 30 a 34 años. El hecho de que sesgos tan pequeños se vean contrarrestados por otras deficiencias de los datos, que no han sido defectadas, hace que el nivel promedio, 18,5, constituya una estimación aceptable de la mortalidad en la niñez durante el período entre las encuestas.

## E. Estimación de la mortalidad en la niñez cuando se conoce la experiencia de fecundidad de cohortes verdaderas

### 1. *Fundamento y justificación del método*

Como ya se explicó en la sección A, cuando la fecundidad ha estado cambiando, los cocientes de la paridez observada usados como variables independientes para estimar los multiplicadores $k(i)$, pueden no reflejar adecuadamente la experiencia real de las cohortes de la población; y, por tanto, los multiplicadores resultantes pueden no ser los más indicados para estimar la mortalidad. El método propuesto para reducir los problemas debidos a la fecundidad descendente consiste en tomar en cuenta la experiencia de cohortes verdaderas al estimar los multiplicadores $k(i)$, en lugar de basar su estimación en los cocientes de la paridez relativa sólo a un momento dado. A continuación se describe en detalle ese método.

Al igual que en los métodos presentados antes, cabe considerar dos tipos de cohortes: aquellas definidas con respecto a la edad; y las definidas según la duración del primer matrimonio o unión. Los procedimientos de estimación usados para analizar cada uno de esos tipos de datos son muy similares, de modo que sólo se describe el caso en que los datos se clasifican por edad; las variaciones necesarias para aplicar el procedimiento a datos clasificados por duración del primer matrimonio se indican en los momentos pertinentes.

### 2. *Datos requeridos*

Para aplicar este método se necesitan los datos siguientes:

*a*) Número de hijos nacidos vivos clasificados por grupos quinquenales de edad (o duración) de la madre para dos encuestas que disten cinco o diez años entre sí;

*b*) Número de hijos fallecidos (o supervivientes) clasificados por grupos quinquenales de edad (o duración) de la madre para la encuesta más reciente de las dos consideradas;

*c*) Número total de mujeres (o de mujeres que han estado casadas alguna vez) clasificadas por grupos quinquenales de edad (o duración) para cada una de las encuestas que se consideren.

No es necesario contar con datos sobre el número de hijos fallecidos para las dos encuestas de que se trata. Si

[13] *Ibid.*

esos datos están disponibles (hijos fallecidos para ambas encuestas), se recomienda el uso del método descrito en la sección D para estimar la mortalidad en la niñez durante el período entre las encuestas, aún cuando tal método no tiene en cuenta explícitamente los efectos de la fecundidad cambiante.

Como de costumbre, resulta útil tener datos sobre hijos nacidos vivos y fallecidos clasificados por sexo. Cuando no se dispone de tal clasificación, los diferenciales por sexo en la mortalidad de la niñez pueden imputarse usando modelos de mortalidad.

### 3. *Procedimiento de cálculo*

Seguidamente se indican los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de la paridez media por mujer.* Para calcular la paridez media por mujer, $P(i, j)$, llamemos $CEB(i, j)$ al número de hijos nacidos vivos de las mujeres del grupo de edad (duración) $i$ en la encuesta $j$, y $FP(i, j)$ al correspondiente número total de mujeres (mujeres casadas alguna vez cuando los datos se clasifiquen por duración) del grupo de edad (duración) $i$. Entonces, como siempre, el número promedio de hijos nacidos vivos por mujer del grupo de edad $i$ y encuesta $j$ se calcula así

$$P(i, j) = CEB(i, j)/FP(i, j) \qquad \text{(E.1)}$$

*Paso 2: cálculo de la proporción de hijos fallecidos declarados en el momento de la segunda encuesta.* El valor de esta proporción, $D(i, 2)$, se calcula sólo para la segunda encuesta o censo. Así, denotando el número de hijos fallecidos de mujeres del grupo de edad $i$ de esa encuesta por $CD(i, 2)$, se tiene

$$D(i, 2) = CD(i, 2)/CEB(i, 2) \qquad \text{(E.2)}$$

*Paso 3: cálculo de los multiplicadores.* Es en este paso en el que se usa la experiencia de cohortes. Los valores de los multiplicadores $k(i)$ se estiman mediante ecuaciones ajustadas usando regresión aplicada a casos simulados. Estas ecuaciones tienen como variable independiente el cociente de la paridez de una cohorte de mujeres medida en dos momentos. Así, si las encuestas consideradas distan entre sí cinco años, dicho cociente de paridez reviste la forma $P(i - 1,1)/P(i, 2)$; mientras que si las encuestas distan diez años, el cociente sería $P(i - 2,1)/P(i, 2)$. En los cuadros 70 a 73 se presentan la forma de las ecuaciones para estimar los multiplicadores $k(i)$, los valores de los coeficientes ajustados y la forma de los correspondientes cocientes de paridez. Los cuadros 70 y 71 se usan cuando los datos están clasificados por edad, mientras que los cuadros 72 y 73 se necesitan cuando los datos están clasificados por duración del primer matrimonio. El primer cuadro de cada conjunto (cuadros 70 y 72) se utiliza cuando el intervalo entre las encuestas es de cinco años, mientras que el segundo de cada conjunto (cuadros 71 y 73) se usa cuando el intervalo es de diez años. Después de seleccionar el cuadro apropiado para el caso de que se trate, el cálculo de los multiplicadores $k(i)$ es sencillo, tal como se ilustra en los ejemplos detallados.

*Paso 4: estimación de la probabilidad de morir.* Los valores estimados de $q(x)$, probabilidad de morir entre el nacimiento y la edad exacta $x$, se obtienen como el producto de las proporciones observadas de fallecidos, $D(i, 2)$, por los multiplicadores, $k(i)$, calculados en el paso 3.

*Paso 5: estimación del período de referencia.* El uso de la experiencia de cohortes verdaderas para estimar los multiplicadores, $k(i)$, permite tener en cuenta cambios en la fecundidad, pero no corrige los efectos de variaciones en la mortalidad. Por lo tanto, si hay información que sugiere que la mortalidad ha cambiado

CUADRO 70. COEFICIENTES PARA ESTIMAR LOS MULTIPLICADORES, $k(i)$, A PARTIR DE LA EXPERIENCIA DE COHORTES VERDADERAS, CUANDO LOS DATOS SE CLASIFICAN POR EDAD DE LA MADRE Y EL INTERVALO ENTRE LAS ENCUESTAS ES DE CINCO AÑOS

| *Modelo de mortalidad* (1) | *Grupo de edad* (2) | *Indice* $i$ (3) | *Edad* $x$ (4) | *Cocientes de paridez para dos encuestas sucesivas* $P(i-1,1)/P(i,2)$ (5) | *Coeficientes* $a(i)$ (6) | *Coeficientes* $b(i)$ (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Norte ..... | 20-24 | 2 | 2 | $P(1,1)/P(2,2)$ | 1.1635 | −1.0530 |
| | 25-29 | 3 | 3 | $P(2,1)/P(3,2)$ | 1.1833 | −0.4924 |
| | 30-34 | 4 | 5 | $P(3,1)/P(4,2)$ | 1.3408 | −0.5210 |
| | 35-39 | 5 | 10 | $P(4,1)/P(5,2)$ | 1.5425 | −0.6137 |
| Sur ..... | 20-24 | 2 | 2 | $P(1,1)/P(2,2)$ | 1.2015 | −1.0218 |
| | 25-29 | 3 | 3 | $P(2,1)/P(3,2)$ | 1.2121 | −0.4235 |
| | 30-34 | 4 | 5 | $P(3,1)/P(4,2)$ | 1.2973 | −0.4071 |
| | 35-39 | 5 | 10 | $P(4,1)/P(5,2)$ | 1.4205 | −0.4515 |
| Este ..... | 20-24 | 2 | 2 | $P(1,1)/P(2,2)$ | 1.1614 | −0.7298 |
| | 25-29 | 3 | 3 | $P(2,1)/P(3,2)$ | 1.1524 | −0.3159 |
| | 30-34 | 4 | 5 | $P(3,1)/P(4,2)$ | 1.2240 | −0.3184 |
| | 35-39 | 5 | 10 | $P(4,1)/P(5,2)$ | 1.3253 | −0.3682 |
| Oeste ..... | 20-24 | 2 | 2 | $P(1,1)/P(2,2)$ | 1.1838 | −0.8901 |
| | 25-29 | 3 | 3 | $P(2,1)/P(3,2)$ | 1.1776 | −0.3828 |
| | 30-34 | 4 | 5 | $P(3,1)/P(4,2)$ | 1.2757 | −0.3939 |
| | 35-39 | 5 | 10 | $P(4,1)/P(5,2)$ | 1.4017 | −0.4662 |

Ecuaciones de estimación:

$$k(i) = a(i) + b(i)\,P(i-1,1)/P(i,2)$$
$$q(x) = k(i)\,D(i,2)$$

CUADRO 71. COEFICIENTES PARA ESTIMAR LOS MULTIPLICADORES, $k(i)$, A PARTIR DE LA EXPERIENCIA DE COHORTES VERDADERAS, CUANDO LOS DATOS SE CLASIFICAN POR EDAD DE LA MADRE Y EL INTERVALO ENTRE LAS ENCUESTAS ES DE DIEZ AÑOS

| *Modelo de mortalidad* (1) | *Grupo de edad* (2) | *Indice* $i$ (3) | *Edad* $x$ (4) | *Cocientes de paridez para dos encuestas sucesivas* $P(i-2,1)/P(i,2)$ (5) | *Coeficientes* $a(i)$ (6) | *Coeficientes* $b(i)$ (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Norte ..... | 25-29 | 3 | 3 | $P(1,1)/P(3,2)$ | 1.0301 | −1.1435 |
| | 30-34 | 4 | 5 | $P(2,1)/P(4,2)$ | 1.1163 | −0.4176 |
| | 35-39 | 5 | 10 | $P(3,1)/P(5,2)$ | 1.2648 | −0.3991 |
| Sur ..... | 25-29 | 3 | 3 | $P(1,1)/P(3,2)$ | 1.0795 | −0.9681 |
| | 30-34 | 4 | 5 | $P(2,1)/P(4,2)$ | 1.1203 | −0.3211 |
| | 35-39 | 5 | 10 | $P(3,1)/P(5,2)$ | 1.1972 | −0.2918 |
| Este ..... | 25-29 | 3 | 3 | $P(1,1)/P(3,2)$ | 1.0535 | −0.7242 |
| | 30-34 | 4 | 5 | $P(2,1)/P(4,2)$ | 1.0859 | −0.2523 |
| | 35-39 | 5 | 10 | $P(3,1)/P(5,2)$ | 1.1585 | −0.2390 |
| Oeste ..... | 25-29 | 3 | 3 | $P(1,1)/P(3,2)$ | 1.0579 | −0.8796 |
| | 30-34 | 4 | 5 | $P(2,1)/P(4,2)$ | 1.1054 | −0.3139 |
| | 35-39 | 5 | 10 | $P(3,1)/P(5,2)$ | 1.1914 | −0.3043 |

Ecuaciones de estimación:

$$k(i)=a(i)+b(i)\,P(i-2,1)/P(i,2)$$
$$q(x)=k(i)\,D(i,2)$$

CUADRO 72. COEFICIENTES PARA ESTIMAR LOS MULTIPLICADORES, $k(i)$, A PARTIR DE LA EXPERIENCIA DE COHORTES VERDADERAS, CUANDO LOS DATOS SE CLASIFICAN POR DURACIÓN DEL MATRIMONIO Y EL INTERVALO ENTRE LAS ENCUESTAS ES DE CINCO AÑOS

| *Modelo de mortalidad* (1) | *Grupo de edad* (2) | *Indice* $i$ (3) | *Edad* $x$ (4) | *Cocientes de paridez para dos encuestas sucesivas* $P(i-1,1)/P(i,2)$ (5) | *Coeficientes* $a(i)$ (6) | *Coeficientes* $b(i)$ (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Norte ..... | 5-9 | 2 | 3 | $P(1,1)/P(2,2)$ | 1.2000 | −0.5977 |
| | 10-14 | 3 | 5 | $P(2,1)/P(3,2)$ | 1.3060 | −0.4662 |
| | 15-19 | 4 | 10 | $P(3,1)/P(4,2)$ | 1.4789 | −0.5290 |
| Sur ..... | 5-9 | 2 | 3 | $P(1,1)/P(2,2)$ | 1.2359 | −0.5626 |
| | 10-14 | 3 | 5 | $P(2,1)/P(3,2)$ | 1.2797 | −0.3843 |
| | 15-19 | 4 | 10 | $P(3,1)/P(4,2)$ | 1.3564 | −0.3915 |
| Este ..... | 5-9 | 2 | 3 | $P(1,1)/P(2,2)$ | 1.1648 | −0.4057 |
| | 10-14 | 3 | 5 | $P(2,1)/P(3,2)$ | 1.2047 | −0.2919 |
| | 15-19 | 4 | 10 | $P(3,1)/P(4,2)$ | 1.2823 | −0.3120 |
| Oeste ..... | 5-9 | 2 | 3 | $P(1,1)/P(2,2)$ | 1.1882 | −0.4803 |
| | 10-14 | 3 | 5 | $P(2,1)/P(3,2)$ | 1.2455 | −0.3499 |
| | 15-19 | 4 | 10 | $P(3,1)/P(4,2)$ | 1.3408 | −0.3857 |

Ecuaciones de estimación:

$$k(i)=a(i)+b(i)\,P(i-1,1)/P(i,2)$$
$$q(x)=k(i)\,D(i,2)$$

CUADRO 73. COEFICIENTES PARA ESTIMAR LOS MULTIPLICADORES, $k(i)$, A PARTIR DE LA EXPERIENCIA DE COHORTES VERDADERAS, CUANDO LOS DATOS SE CLASIFICAN POR DURACIÓN DEL MATRIMONIO Y EL INTERVALO ENTRE LAS ENCUESTAS ES DE DIEZ AÑOS

| *Modelo de mortalidad* (1) | *Grupo de edad* (2) | *Indice* $i$ (3) | *Edad* $x$ (4) | *Cocientes de paridez para dos encuestas sucesivas* $P(i-2,1)/P(i,2)$ (5) | *Coeficientes* $a(i)$ (6) | *Coeficientes* $b(i)$ (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Norte ..... | 10-14 | 3 | 5 | $P(1,1)/P(3,2)$ | 1.1650 | −0.7209 |
| | 15-19 | 4 | 10 | $P(2,1)/P(4,2)$ | 1.2697 | −0.4084 |
| Sur ..... | 10-14 | 3 | 5 | $P(1,1)/P(3,2)$ | 1.1630 | −0.5922 |
| | 15-19 | 4 | 10 | $P(2,1)/P(4,2)$ | 1.2015 | −0.3022 |
| Este ..... | 10-14 | 3 | 5 | $P(1,1)/P(3,2)$ | 1.1162 | −0.4502 |
| | 15-19 | 4 | 10 | $P(2,1)/P(4,2)$ | 1.1589 | −0.2409 |
| Oeste ..... | 10-14 | 3 | 5 | $P(1,1)/P(3,2)$ | 1.1394 | −0.5401 |
| | 15-19 | 4 | 10 | $P(2,1)/P(4,2)$ | 1.1883 | −0.2978 |

Ecuaciones de estimación:

$$k(i)=a(i)+b(i)\,P(i-2,1)/P(i,2)$$
$$q(x)=k(i)\,D(i,2)$$

en el pasado reciente, es importante averiguar a qué período de tiempo se refieren realmente las estimaciones $q(x)$ obtenidas en el paso 4. La estimación del período de referencia, $t(x)$, número de años antes de la segunda encuesta que define la fecha a la que se refiere la correspondiente estimación $q(x)$, se hace por medio de ecuaciones cuyos coeficientes se estimaron usando regresión aplicada a datos generados mediante patrones modelo. Los valores estimados de esos coeficientes figuran en los cuadros 74 a 77. El orden de esos cuadros es paralelo al usado en la presentación de los cuadros necesarios para calcular los multiplicadores $k(i)$. Los primeros dos cuadros se usan cuando los datos se clasifican por edad y los dos segundos cuando se clasifican por duración del matrimonio. Dentro de cada conjunto, se utiliza el primer cuadro si el período entre las encuestas es de cinco años y el segundo cuando es de diez. El uso de esos cuadros se ilustra en los ejemplos siguientes.

### 4. *Ejemplos detallados*

Esta sección presenta dos ejemplos: aquél usado en la sección anterior sobre Tailandia y que ilustra el procedimiento de estimación aplicado a un intervalo entre dos encuestas distantes cinco años; y el caso del Brasil, donde datos sobre hijos nacidos vivos e hijos supervivientes fueron recogidos por varios de sus censos decenales.

#### a) *Tailandia, 1970-1975*

Los datos básicos disponibles para Tailandia en los años 1970 y 1975 se presentan en el cuadro 65. Con esos datos, la mortalidad en la niñez se estima usando sólo las proporciones de hijos fallecidos declarados en el

CUADRO 74. COEFICIENTES NECESARIOS PARA ESTIMAR EL PERÍODO DE REFERENCIA, $t(x)$ [a], A PARTIR DE LA EXPERIENCIA DE COHORTES VERDADERAS CUANDO LOS DATOS SE CLASIFICAN POR EDAD Y EL INTERVALO ENTRE LAS ENCUESTAS ES DE CINCO AÑOS

| *Grupo de edad* (1) | *Indice* $i$ (2) | *Edad* $x$ (3) | *Cocientes de paridez para dos encuestas sucesivas* $P(i-1, 1)/P(i, 2)$ (4) | *Coeficientes* $a(i)$ (5) | *Coeficientes* $b(i)$ (6) |
|---|---|---|---|---|---|
| 20-24 | 2 | 2 | $P(1, 1)/P(2, 2)$ | 1.3999 | 5.9156 |
| 25-29 | 3 | 3 | $P(2, 1)/P(3, 2)$ | 1.1637 | 6.4668 |
| 30-34 | 4 | 5 | $P(3, 1)/P(4, 2)$ | −0.4262 | 10.1371 |
| 35-39 | 5 | 10 | $P(4, 1)/P(5, 2)$ | −2.7596 | 14.6371 |

Ecuación de estimación:

$$t(x) = a(i) + b(i)\, P(i-1, 1)/P(i, 2)$$

[a] Número de años antes de la encuesta que definen la fecha de referencia de las estimaciones.

CUADRO 75. COEFICIENTES NECESARIOS PARA ESTIMAR EL PERÍODO DE REFERENCIA, $t(x)$ [a], A PARTIR DE LA EXPERIENCIA DE COHORTES VERDADERAS CUANDO LOS DATOS SE CLASIFICAN POR EDAD Y EL INTERVALO ENTRE LAS ENCUESTAS ES DE DIEZ AÑOS

| *Grupo de edad* (1) | *Indice* $i$ (2) | *Edad* $x$ (3) | *Cocientes de paridez para dos encuestas sucesivas* $P(i-2, 1)/P(i, 2)$ (4) | *Coeficientes* $a(i)$ (5) | *Coeficientes* $b(i)$ (6) |
|---|---|---|---|---|---|
| 25-29 | 3 | 3 | $P(1, 1)/P(3, 2)$ | 3.2474 | 14.2086 |
| 30-34 | 4 | 5 | $P(2, 1)/P(4, 2)$ | 3.6914 | 8.9412 |
| 35-39 | 5 | 10 | $P(3, 1)/P(5, 2)$ | 3.4605 | 10.1997 |

Ecuación de estimación:

$$t(x) = a(i) + b(i)\, P(i-2, 1)/P(i, 2)$$

[a] Véase nota a del cuadro 74.

CUADRO 76. COEFICIENTES NECESARIOS PARA ESTIMAR EL PERÍODO DE REFERENCIA, $t(x)$ [a], A PARTIR DE LA EXPERIENCIA DE COHORTES VERDADERAS CUANDO LOS DATOS SE CLASIFICAN POR DURACIÓN DEL MATRIMONIO Y EL INTERVALO ENTRE LAS ENCUESTAS ES DE CINCO AÑOS

| *Grupo de edad* (1) | *Indice* $i$ (2) | *Edad* $x$ (3) | *Cocientes de paridez para dos encuestas sucesivas* $P(i-1, 1)/P(i, 2)$ (4) | *Coeficientes* $a(i)$ (5) | *Coeficientes* $b(i)$ (6) |
|---|---|---|---|---|---|
| 5-9 | 2 | 3 | $P(1, 1)/P(2, 2)$ | 1.6812 | 4.5954 |
| 10-14 | 3 | 5 | $P(2, 1)/P(3, 2)$ | 1.5051 | 6.4997 |
| 15-19 | 4 | 10 | $P(3, 1)/P(4, 2)$ | −0.4116 | 11.1290 |

Ecuación de estimación:

$$t(x) = a(i) + b(i)\, P(i-1, 1)/P(i, 2)$$

[a] Véase nota a del cuadro 74.

CUADRO 77. COEFICIENTES NECESARIOS PARA ESTIMAR EL PERÍODO DE REFERENCIA, $t(x)$ [a], A PARTIR DE LA EXPERIENCIA DE COHORTES VERDADERAS CUANDO LOS DATOS SE CLASIFICAN POR DURACIÓN DEL MATRIMONIO Y EL INTERVALO ENTRE LAS ENCUESTAS ES DE DIEZ AÑOS

| *Grupo de edad* (1) | *Indice* $i$ (2) | *Edad* $x$ (3) | *Cocientes de paridez para dos encuestas sucesivas* $P(i-2,1)/P(i,2)$ (4) | *Coeficientes* $a(i)$ (5) | $b(i)$ (6) |
|---|---|---|---|---|---|
| 10-14 | 3 | 5 | $P(1,1)/P(3,2)$ | 3.3781 | 10.5019 |
| 15-19 | 4 | 10 | $P(2,1)/P(4,2)$ | 3.9324 | 8.7033 |

Ecuación de estimación:

$$t(x) = a(i) + b(i)\,P(i-2,1)/P(i,2)$$

[a] Véase nota a del cuadro 74.

segundo momento y los cambios de paridez experimentados por las diferentes cohortes de mujeres.

Los pasos del procedimiento de cálculo se ilustran a continuación.

*Paso 1: cálculo de la paridez media por mujer.* Los valores de la paridez media, $P(i, j)$, ya se calcularon en el paso 1 del ejemplo detallado presentado en la subsección D.3 y se recogen en el cuadro 66.

*Paso 2: cálculo de la proporción de hijos fallecidos declarados en el momento de la segunda encuesta.* La proporción de hijos fallecidos en el momento de la segunda encuesta (1975 en este caso), denotada por $D(i, 2)$, se calcula directamente con los datos que figuran en el cuadro 65 dividiendo el número de hijos fallecidos por el de hijos nacidos vivos para cada grupo de edad de la madre. Por ejemplo, $D(4, 2)$ se calcula como sigue:

$$D(4, 2) = 2{,}375/22{,}969 = 0.1034$$

Todos los valores de $D(i, 2)$ se muestran en el cuadro 78.

*Paso 3: cálculo de los multiplicadores.* Las variables independientes necesarias para estimar los multiplicadores, $k(i)$, son los cocientes de la paridez media observada en las cohortes verdaderas en los dos momentos que se consideran. Esas proporciones revisten la forma $P(i-1, 1)/P(i, 2)$, ya que el período entre las encuestas es de cinco años. Los valores de esos cocientes figuran en la columna (5) del cuadro 78. Para $i = 4$, el cociente es

$$P(3, 1)/P(4, 2) = 2.4479/3.5293 = 0.6936$$

donde los valores de $P(i-1, 1)$ y $P(i, 2)$ se obtienen del cuadro 66.

Una vez calculados los cocientes de paridez necesarios, los valores de $k(i)$ se estiman usando los coeficientes presentados en el cuadro 70. Al igual que en el ejemplo presentado en la subsección D.3, el patrón de mortalidad elegido es Norte. Los valores resultantes de $k(i)$ se indican en el cuadro 78; seguidamente figura el cálculo detallado de $k(4)$:

$$k(4) = 1.3408 + (-0.5210)(0.6936) = 0.9749$$

*Paso 4: cálculo de la probabilidad de morir.* Las estimaciones de la probabilidad de morir, $q(x)$, se obtienen como el producto de la proporción de hijos fallecidos, $D(i, 2)$, por los multiplicadores $k(i)$. Adviértase que esta vez no es posible estimar $q(1)$; en consecuencia, no hay multiplicador para $D(1, 2)$. Los valores resultantes de $q(x)$ figuran en la columna (7) del cuadro 78.

*Paso 5: cálculo del período de referencia.* Usando los coeficientes presentados en el cuadro 74 y los cocientes de paridez utilizados para calcular $k(i)$, se obtienen los valores del período de referencia, $t(x)$, sustituyéndolos en la ecuación de estimación que figura en la parte inferior del cuadro 74. Por ejemplo,

$$t(2) = 1.3999 + (5.9156)(0.1477) = 2.3$$

Este valor significa que la estimación de $q(2)$ obtenida en el paso 4 se refiere a aproximadamente 2,3 años antes de la segunda encuesta. Así, puede decirse que $q(2)$ representa aproximadamente la mortalidad en la niñez vigente en 1973, ya que se supone que el segundo conjunto de datos que se contempla refleja la experiencia de 1975. En el cuadro 78 se presenta el conjunto completo de valores de $t(x)$.

La columna (9) del cuadro 78 muestra los niveles de mortalidad en la familia Norte de las tablas modelo de Coale y Demeny consistentes con los valores estimados

CUADRO 78. ESTIMACIÓN DE LA MORTALIDAD EN LA MIÑEZ A PARTIR DE LOS DATOS DE 1975 TENIENDO EN CUENTA LA EXPERIENCIA DE LAS COHORTES EN MATERIA DE FECUNDIDAD, TAILANDIA

| *Grupo de edad* (1) | *Indice* $i$ (2) | *Edad* $x$ (3) | *Proporción de hijos fallecidos* $D(i,2)$ (4) | *Cocientes de paridez para dos encuestas sucesivas* $P(i-1,1)/P(i,2)$ (5) | *Multiplicadores* $k(i)$ (6) | *Probabilidad de morir* $q(i)$ (7) | *Período de referencia* $t(x)$ (8) | *Nivel de mortalidad Norte* (9) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 1 | 0.0710 | - | - | - | - | - |
| 20-24 | 2 | 2 | 0.0679 | 0.1477 | 1.0080 | 0.0684 | 2.3 | 18.8 |
| 25-29 | 3 | 3 | 0.0792 | 0.4679 | 0.9529 | 0.0755 | 4.2 | 18.6 |
| 30-34 | 4 | 5 | 0.1034 | 0.6936 | 0.9794 | 0.1013 | 6.6 | 17.4 |
| 35-39 | 5 | 10 | 0.1189 | 0.8198 | 1.0394 | 0.1236 | 9.2 | 16.8 |

de $q(x)$. Una vez más, esos niveles sugieren que la mortalidad en la niñez ha ido disminuyendo. Sus valores son muy consistentes con los que figuran en el cuadro 69, donde las estimaciones de mortalidad en la niñez se obtuvieron sólo a partir de los datos de 1975. De indicar algo, las nuevas estimaciones sugieren que la disminución de la mortalidad fue más rápida.

b) *Brasil, 1960-1970*

En el cuadro 79 figuran los datos sobre hijos nacidos vivos y supervivientes recogidos en Brasil durante los censos de 1960 y 1970 (los dos tienen exactamente la misma fecha de referencia, 1º de septiembre). Esta riqueza de datos permite aplicar casi todos los métodos descritos en este capítulo. Como su aplicación detallada ya se ha ilustrado en los otros ejemplos presentados hasta ahora, no se repetirá aquí, aunque se presentan los resultados obtenidos utilizando todos ellos.

Antes de proceder a aplicar esos métodos, hay que señalar que la pregunta usada en el censo de 1960 para obtener información sobre hijos nacidos vivos no fue la apropiada; por lo tanto, los datos reunidos presentan un

CUADRO 79. DATOS SOBRE TODOS LOS HIJOS NACIDOS E HIJOS SUPERVIVIENTES, BRASIL, 1960 Y 1970

*(En miles)*

| | 1960 | | | | 1970 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Grupo de edad* (1) | *Número de mujeres* (2) | *Total de hijos nacidos* (3) | *Total corregido de hijos nacidos* (4) | *Hijos supervivientes* (5) | *Número de mujeres* (6) | *Total hijos nacidos* (7) | *Hijos supervivientes* (8) |
| 15-19 | 3 723 | 467 | 453 | 398 | 5 306 | 630 | 557 |
| 20-24 | 3 244 | 3 574 | 3 467 | 2 984 | 4 309 | 4 182 | 3 653 |
| 25-29 | 2 701 | 6 864 | 6 658 | 5 624 | 3 264 | 7 923 | 6 817 |
| 30-34 | 2 266 | 8 612 | 8 354 | 6 889 | 2 862 | 10 808 | 9 133 |
| 35-39 | 1 993 | 9 782 | 9 489 | 7 607 | 2 571 | 12 343 | 10 229 |

sesgo definido. Concretamente la pregunta hecha a las mujeres en edad reproductiva fue: "¿Cuántos hijos ha tenido usted en total?", en lugar de "¿Cuántos hijos, que hayan nacido vivos, ha tenido usted en total?" Es por tanto probable que la información de 1960 sobre hijos tenidos comprenda tanto los nacidos vivos como los nacidos muertos. Así, antes de usar los datos de 1960 para estimar la mortalidad en la niñez, se ha corregido el número de hijos tenidos para excluir a los mortinatos. La corrección hecha consiste en multiplicar el número declarado de hijos tenidos; por 0,97 bajo la hipótesis de que la incidencia de los nacidos muertos respecto de todos los nacimientos es de 0,03. En estudios de datos similares reunidos durante el censo brasileño de 1950, la proporción de mortinatos usados para fines de corrección fue de 0,05[14].

Esta estimación se basó en la proporción de los nacidos muertos que arrojaba el censo de 1940, durante el cual se hizo una distinción clara entre nacidos vivos y mortinatos. Según ese censo, aproximadamente el 7% de todos los alumbramientos correspondían a niños muertos, pero la estimación del 5% se aceptó en razón de que no es probable que las mujeres declaren todos sus hijos nacidos muertos de modo igual cuando se hace una pregunta sobre todos los hijos tenidos que cuando se hacen dos preguntas, una sobre nacidos vivos y otra sobre mortinatos.

Ahora se dispone de más información sobre la incidencia de los nacidos muertos entre todos los nacimientos de la población brasileña. En el censo de 1970 se hicieron dos preguntas separadas sobre esos sucesos y también en varias encuestas nacionales por muestreo hechas en años posteriores. Todos esos datos revelan que la proporción de mortinatos declarados entre los nacimientos ha disminuido a aproximadamente 0,05 (0,045 puede ser una cifra más precisa); y, por tanto, una corrección del 5% para los datos de 1960 parece demasiado alta, en especial debido a la conocida tendencia entre las entrevistadas a omitir la declaración de algunos de los hijos que han tenido, particularmente si murieron. Por eso se usó una corrección del 3%. En la columna (4) del cuadro 79 figuran los números corregidos de hijos nacidos vivos por grupo de edad de la madre para 1960.

El cuadro 80 muestra los resultados de los pasos necesarios para estimar la mortalidad en la niñez con la

[14] Giorgio Mortara, "A fecundidade da mulher e a sobrevivencia dos filhos no Brasil, segundo o Censo de 1950", *Contribuções para o Estudo da Demografia do Brasil* (Río de Janeiro, Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatistica, 1970), y J. A. M. Carvalho, "Regional trends of fertility and mortality in Brazil", *Population Studies*, vol. XXVIII, No. 3 (noviembre de 1974), págs. 401 a 421.

CUADRO 80. ESTIMACIÓN DE LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ USANDO MULTIPLICADORES BASADOS EN EL PATRÓN DE MORTALIDAD OESTE, BRASIL, 1960

| *Grupo de edad* (1) | *Indice i* (2) | *Edad x* (3) | *Paridez media por mujer P(i)*[a] (4) | *Proporción de hijos fallecidos D(i)* (5) | *Multiplicadores k(i)*[b] (6) | *Probabilidad de morir q(x)* (7) | *Período de referencia*[c] *t(x)* (8) | *Nivel de mortalidad Oeste* (9) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 1 | 0.1217 | 0.1214 | 1.1656 | 0.1415 | 0.9 | 12.2 |
| 20-24 | 2 | 2 | 1.0686 | 0.1393 | 1.0808 | 0.1506 | 2.1 | 13.6 |
| 25-29 | 3 | 3 | 2.4650 | 0.1554 | 1.0112 | 0.1571 | 3.9 | 13.9 |
| 30-34 | 4 | 5 | 3.6865 | 0.1754 | 1.0134 | 0.1778 | 6.2 | 13.6 |

[a] Ajustada para excluir mortinatos.

[b] Basados en $P(1)/P(2) = 0{,}1138$ y $P(2)/P(3) = 0{,}4335$.

[c] Número de años antes de la encuesta que definer la fecha de referencia de las estimaciones.

información reunida en 1960 (véase subsección B.2). Adviértase que los niveles de mortalidad implícitos en las estimaciones de $q(x)$ son bastante similares, con excepción de aquél asociado con $q(1)$, que claramente no es consistente con el resto, por causa probablemente de que la mortalidad en la niñez no es independiente de la edad de la madre (véase subsección A.1).

Téngase en cuenta que los datos brutos (cuadro 79) proporcionan el número de hijos supervivientes más bien que el número de fallecidos. Estos últimos, claro está, se obtienen por sustracción.

El cuadro 81 muestra las estimaciones de la mortalidad en la niñez obtenidas únicamente a partir de la información de 1970 (véase subsección B.2). Una vez más, la estimación de $q(1)$ no es consistente con las demás. Por lo general, el nivel de mortalidad en la niñez parece haber mejorado entre 1960 y 1970.

Conviene señalar que cuando la mortalidad en la niñez se estima en base a un solo conjunto de datos, los valores estimados de $q(1)$, $q(2)$, $q(3)$ y $q(5)$ se refieren aproximadamente a uno, dos, cuatro y seis años antes del censo que se considera. Las fechas de referencia

CUADRO 81. ESTIMACIÓN DE LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ USANDO MULTIPLICADORES BASADOS EN EL PATRÓN DE MORTALIDAD OESTE, BRASIL, 1970

| *Grupo de edad* (1) | *Indice i* (2) | *Edad x* (3) | *Paridez media por mujer P(i)* (4) | *Proporción de hijos fallecidos D(i)* (5) | *Multiplicadores k(i)*[a] (6) | *Probabilidad de morir q(x)* (7) | *Período de referencia*[b] *t(x)* (8) | *Nivel de mortalidad Oeste* (9) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 1 | 0.1187 | 0.1159 | 1.1168 | 0.1294 | 1.0 | 13.0 |
| 20-24 | 2 | 2 | 0.9705 | 0.1265 | 1.0850 | 0.1373 | 2.1 | 14.3 |
| 25-29 | 3 | 3 | 2.4274 | 0.1396 | 1.0258 | 0.1432 | 3.8 | 14.6 |
| 30-34 | 4 | 5 | 3.7764 | 0.1550 | 1.0298 | 0.1596 | 5.9 | 14.5 |

[a] Basados en $P(1)/P(2) = 0{,}1223$ y $P(2)/P(3) = 0{,}3998$.

[b] Véase nota c del cuadro 80.

para las estimaciones usuales de mortalidad en la niñez siempre siguen esa pauta.

Los cuadros 82 y 83 ilustran los pasos necesarios para obtener estimaciones intercensales de la mortalidad en la niñez (véase sección D). El promedio de hijos fallecidos se obtiene en este caso restando el número de hijos supervivientes del número de nacidos vivos y dividiendo el resultado por el número de mujeres del grupo de edad pertinente. Así, por ejemplo,

$$ACD(3, 1) = (6{,}658 - 5{,}624)/2{,}701 = 0.3828;$$

$$ACD(2, 2) = (4{,}182 - 3{,}653)/4{,}309 = 0.1228$$

En el cuadro 83 figuran los resultados finales. Adviértase que los niveles de mortalidad existentes durante el período intercensal casi coinciden con los obtenidos a partir únicamente de los datos de 1970; y, con exclusión de $q(1)$, son bastante consistentes.

Por último, cuando las estimaciones para 1970 se obtienen tomando en cuenta la experiencia de cohortes verdaderas en materia de fecundidad, se llega casi a los mismos niveles de mortalidad (véase cuadro 84). Esa coherencia resulta tranquilizadora. Permite concluir que el nivel medio de mortalidad Oeste vigente durante el período 1960-1970, medido por la mortalidad en la niñez, fue aproximadamente de 14,5.

CUADRO 82. ESTIMACIÓN DE LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ DEL PERÍODO INTERCENSAL 1960-1970, CON DATOS DE 1960 SOBRE EL TOTAL DE HIJOS TENIDOS CORREGIDO PARA EXCLUIR A LOS MORTINATOS, BRASIL

| | | *Número de hijos nacidos vivos* | | *Número promedio de hijos fallecidos* | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| *Grupo de edad* (1) | *Indice i* (2) | *1960 P(i,1)*[a] (3) | *1970 P(i,2)* (4) | *ACD(i,1)* (5) | *ACD(i,2)* (6) | *Período intercensal ACD(i,s)* (7) |
| 15-19 | 1 | 0.1217 | 0.1187 | 0.0148 | 0.0138 | 0.0138 |
| 20-24 | 2 | 1.0686 | 0.9705 | 0.1488 | 0.1228 | 0.1228 |
| 25-29 | 3 | 2.4650 | 2.4274 | 0.3828 | 0.3388 | 0.3378 |
| 30-34 | 4 | 3.6865 | 3.7764 | 0.6464 | 0.5853 | 0.5593 |
| 35-39 | 5 | 4.7610 | 4.8009 | 0.9441 | 0.8222 | 0.7771 |

[a] Ajustado para excluir los mortinatos.

CUADRO 83. ESTIMACIONES INTERCENSALES DE LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ, BRASIL, 1960-1970

| *Grupo de edad* (1) | *Indice i* (2) | *Edad x* (3) | *Paridez media por mujer P(i,2)* (4) | *Proporción de hijos fallecidos D(i,s)* (5) | *Multiplicadores k(i)*[a] (6) | *Probabilidad de morir q(x)* (7) | *Nivel de mortalidad Oeste* (8) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 1 | 0.1187 | 0.1163 | 1.1172 | 0.1299 | 12.9 |
| 20-24 | 2 | 2 | 0.9705 | 0.1265 | 1.0849 | 0.1372 | 14.4 |
| 25-29 | 3 | 3 | 2.4244 | 0.1393 | 1.0256 | 0.1429 | 14.7 |
| 30-34 | 4 | 5 | 3.6783 | 0.1521 | 1.0296 | 0.1566 | 14.6 |
| 35-39 | 5 | 10 | 4.7927 | 0.1621 | 1.0460 | 0.1696 | 14.6 |

[a] Basados en $P(1)/P(2) = 0{,}1223$ y $P(2)/P(3) = 0{,}4003$.

CUADRO 84. ESTIMACIÓN DE LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ TOMANDO EN CUENTA LA FECUNDIDAD DE COHORTES VERDADERAS, BRASIL, 1970

| *Grupo de edad* *(1)* | *Indice* *i* *(2)* | *Edad* *x* *(3)* | *Cocientes de paridez para dos censos sucesivos* *P(i-2,1)/P(i,2)* *(4)* | *Multiplicadores* *k(i)* *(5)* | *Probabilidad de morir* *q(x)* *(6)* | *Período de referencia* [a] *t(x)* *(7)* | *Nivel de mortalidad Oeste* *(8)* |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 25-29 | 3 | 3 | 0.0501 | 1.0138 | 0.1415 | 4.0 | 14.7 |
| 30-34 | 4 | 5 | 0.2830 | 1.0166 | 0.1576 | 6.2 | 14.6 |
| 35-39 | 5 | 10 | 0.5134 | 1.0352 | 0.1773 | 8.7 | 14.3 |

[a] Número de años antes de la encuesta que definen las fechas de referencia de las estimaciones.

## REFERENCIAS ADICIONALES


BRASS, William. *Cuatro lecciones de William Brass*, Santiago de Chile, Centro Latinoamericano de Demografía, 1977 (CELADE, serie D, 91).

BRASS, William, y otros. *The demography of tropical Africa*. Princeton, New Jersey, Princeton University Press, 1968.

HILL, K., y T. J. TRUSSELL. "Further developments in indirect mortality estimation" *Population studies* (Londres) 31(2):313-333, julio de 1977.

Naciones Unidas, Departamento de Asuntos Económicos y Sociales. *Manual IV. Métodos para establecer mediciones demográficas fundamentales a partir de datos incompletos* ("Estudios de población, 42"), No. de venta: S.67.XIII.2.

TRUSSELL, T. J., y K. HILL. "Fertility and mortality estimated from the Panama Retrospective Demographic Survey, 1976", *Population studies* (Londres), 34(3):551-563, noviembre de 1980.

## *Capítulo IV*

# ESTIMACION DE LAS PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA DE ADULTOS A PARTIR DE INFORMACION SOBRE ORFANDAD Y VIUDEZ

### A. Antecedentes de los métodos

#### 1. *Naturaleza y uso de la información sobre la mortalidad de adultos*

El capítulo III describe cómo puede usarse información sobre la supervivencia de parientes immediatos —información de mujeres sobre la supervivencia de sus hijos— para hacer estimaciones indirectas de la mortalidad en la niñez. El principio puede extenderse a información sobre la supervivencia de otros parientes cercanos. En este capítulo se describen procedimientos para obtener estimaciones de la mortalidad de adultos a partir de información sobre la supervivencia de padres y cónyuges. En ambos casos, se sabe que una determinada persona cuya supervivencia es objeto de estudio estaba viva cuando ocurrió algún evento anterior (nacimiento del informante en el caso de madres, concepción en el caso de padres y matrimonio en el caso de cónyuges), y se dispone de alguna información tanto sobre el tiempo de exposición al riesgo de morir como sobre la edad en que empezó la exposición. Las encuestas por muestreo constituyen la fuente usual de los datos necesarios, aunque en ocasiones, se incluyan en censos las preguntas requeridas. La gran ventaja de estos métodos de estimación de la mortalidad es que se basan en información recogida por preguntas simples que son fáciles de contestar. La redacción habitual de aquéllas sobre orfandad es "¿Está su padre vivo?" y "¿Está su madre viva?", siendo las respuestas posibles "sí", "no" o "no se sabe". Para la viudez, se pide a los informantes que hayan estado casados alguna vez si vive todavía su primer cónyuge, siendo aquí también las respuestas posibles "sí", "no" o "no se sabe". Hay que señalar que el término "orfandad" se usa en un sentido poco usual en este capítulo, ya que se refiere sólo a uno de los padres. Así, al describir métodos basados en proporciones con madre superviviente, un informante huérfano es aquél cuya madre ha muerto, independientemente de que su padre viva o no.

Preston[1] señala que los datos sobre supervivencia de hijos recogidos de todas las mujeres proporcionan información sobre la proporción general de personas en una población dada con madre superviviente. En una población cerrada, el número de hijos supervivientes declarado por todas las mujeres, sea cual fuere su edad, debería ser igual al número de personas en la población con madre viva. Si no se dispone de información directa sobre orfandad, puede hacerse iterativamente una estimación del nivel de la mortalidad de los adultos encontrando aquel nivel que, al combinarse con la distribución por edad observada y estimaciones de las tasas de fecundidad por edades, produzca la misma proporción de huérfanos que la calculada con los datos de supervivencia de hijos. Si se dispone además de datos sobre la supervivencia de la madre, puede comprobarse la consistencia del número de informantes con madre superviviente y el número total de hijos supervivientes; una tendencia a omitir hijos supervivientes reducirá la última cifra, y una tendencia a declarar incorrectamente que la madre vive aún aumentará la primera, por lo que los errores característicos de ambos tipos de datos serían aparentes gracias a tal comparación.

La información sobre la supervivencia de padres o cónyuges es un indicador únicamente de la mortalidad de adultos, ya que la exposición al riesgo de morir de la persona objeto de estudio comienza en la edad adulta, con el nacimiento, la concepción o matrimonio del informante. Así, en sentido estricto, los datos sobre orfandad o viudez deberían usarse sólo para estimar las probabilidades de supervivencia entre dos edades adultas. El primer grupo de técnicas presentado en este capítulo permite estimar esas probabilidades condicionales de supervivencia y los métodos de ese grupo se califican de "condicionales". Sin embargo, cuando se dispone de una estimación del nivel de la mortalidad en la niñez, en forma de una estimación de $l(2)$, y puede hacerse alguna hipótesis sobre el tipo de relación que existe entre la mortalidad en la niñez y la adulta en la población que se estudia, la información sobre mortalidad en la niñez puede combinarse con un indicador de la mortalidad adulta para estimar una probabilidad incondicional de supervivencia, esto es, la probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta alguna edad adulta. El segundo grupo de métodos presentados en este capítulo, descritos como métodos "directos", permite estimar esas probabilidades incondicionales de supervivencia. Al elegir entre ambos tipos de procedimientos hay que recordar que las estimaciones de supervivencia condicional dependen menos de modelos hipotéticos, pero también que son más difíciles de incorporar en una tabla de vida que las estimaciones directas, las que, a su vez, están determinadas, en gran parte, por las estimaciones de la mortalidad en la niñez usadas para calcularlas.

Las estimaciones de la mortalidad adulta derivadas de información sobre la supervivencia de parientes cercanos representan promedios de la mortalidad experimentada

[1] Samuel H. Preston, *Estimating adult female mortality from reports on number of children surviving*, Universidad de Pennsylvania, Estudios de Población, 1980 (mimeografiado).

durante el período en que esos parientes estuvieron expuestos al riesgo de morir. Si la mortalidad ha ido cambiando de modo regular, toda estimación tendrá una referencia temporal; es decir, habrá una época antes de la encuesta con una tabla de vida de período que tenga la probabilidad de supervivencia que se ha estimado. El número de años $t$ antes de la encuesta que define el período al que esa tabla de vida se refiere dependerá, sobre todo, del tiempo promedio de exposición al riesgo de morir de las personas consideradas y de sus edades promedio durante el período de exposición; por lo general, ese número de años $t$ será algo inferior a la mitad del tiempo promedio de exposición. Es posible estimar el período al que se refieren las probabilidades de supervivencia derivadas de una encuesta si se hacen ciertos supuestos sobre la regularidad de la tendencia seguida por la mortalidad. Brass y Bamgboye[2] han propuesto un método para estimar $t$ que se presenta aquí. Además, si se dispone de datos de dos encuestas realizadas a cinco o diez años de distancia, es posible obtener estimaciones relativas al período entre ambas construyendo la experiencia de una cohorte hipotética.

### 2. *Organización de este capítulo*

Todos los métodos de estimación descritos en este capítulo tienen en común dos características: permiten estimar probabilidades de supervivencia hasta edades adultas (después de los 20 años), y usan datos sobre la supervivencia de parientes cercanos (padres y cónyuges). Los métodos presentados pueden clasificarse en varias categorías según permitan o no estimar probabilidades directas o condicionales de supervivencia y según el tipo de datos que requiera cada método: información sobre orfandad paterna o materna, o sobre viudez. La organización de las siguientes secciones se ajusta a esa clasificación. Con el fin de ayudar al usuario a seleccionar el método más adecuado para una aplicación concreta, se describe a continuación brevemente cada sección (véase también cuadro 85):

*Sección B. Estimación de la supervivencia condicional de adultos.* Esta sección presenta métodos que permiten estimar probabilidades condicionales de supervivencia, esto es, probabilidades de sobrevivir hasta la edad $x$ cuando la población que se estudia ha sobrevivido ya hasta la edad $y$, donde $y$ es menor que $x$. Esta sección se divide en dos subsecciones. En la primera, se describen métodos basados en datos sobre orfandad; en la segunda, se presentan métodos que usan datos sobre viudez;

*Sección C. Estimación de la supervivencia de adultos desde el nacimiento.* Esta sección presenta métodos que permiten estimar las probabilidades de sobrevivir desde el nacimiento hasta determinadas edades $x$, todas ellas superiores a 20. Todos los métodos presentados requieren una estimación de $l(2)$, la probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta la edad exacta: 2 años. Las dos subsecciones de esta sección presentan métodos basados en datos de orfandad y viudez, respectivamente.

## B. Estimación de la supervivencia condicional de adultos

### 1. *Características generales*

Los métodos descritos en esta sección permiten la estimación de la mortalidad adulta a partir de información sobre la incidencia de orfandad o viudez entre los informantes. Tales métodos pueden llamarse "condicionales" porque los parámetros estimados son probabilidades condicionales de supervivencia que no definen, por sí solas, una tabla de vida completa. Para obtener a partir de ellos valores típicos de la tabla de vida se necesita más información sobre la mortalidad en la niñez; en el capítulo VI se describen métodos para combinar las estimaciones de la mortalidad en la niñez y la adulta.

### 2. *Estimación de la supervivencia de adultos en base a la incidencia de orfandad*

#### a) *Fundamento y justificación del método*

Los datos sobre las proporciones de informantes cuya madre (padre) vive todavía permiten derivar estimaciones plausibles de la mortalidad de adultos. El primer método de estimación basado en este tipo de datos fue propuesto por Brass[3], quien estableció una ecuación relacionando la probabilidad que tiene una mujer de sobrevivir desde los 25 hasta los $25 + n$ años con las proporciones de informantes en dos grupos quinquenales de edad contiguos cuya madre vivía todavía en el momento de la entrevista. Tal ecuación reviste la forma

$$l(25+n)/l(25) = W(n)S(n-5)+(1-W(n))S(n) \qquad \text{(B.1)}$$

donde $S(n)$ es la proporción de informantes de edades $n$ a $n + 4$ cuya madre vive, y $W(n)$ es un factor de ponderación que ajusta los datos observados con respecto a los efectos de los patrones típicos de fecundidad y mortalidad. El conjunto de valores $W(n)$ propuesto por Brass se estimó en base a datos simulados usando un solo patrón de mortalidad (el standard africano) y un patrón de fecundidad de forma fija pero con varias localizaciones con respecto a la edad. Cada localización del patrón de fecundidad está asociada con un valor de $M$, edad media de las mujeres (o varones) al momento del nacimiento de sus hijos. Así, las ponderaciones, $W(n)$, dependen tanto de $n$, punto medio de los grupos de edad que se consideran, como de $M$.

[2] William Brass y E. A. Bamgboye, *The time location of reports of survivorship: estimates for maternal and paternal orphandhood and ever-widowed*, Documento de trabajo No. 81-1, Escuela de Londres de Higiene y Medicina Tropical, Centro de Estudios de Población, 1981.

[3] W. Brass y K. H. Hill, "Estimating adult mortality from orphanhood", *Proceedings of the International Population Conference, Liège, 1973*, (Lieja, Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población, 1973), vol. 3, págs. 111 a 123.

CUADRO 85. GUÍA ESQUEMÁTICA DEL CONTENIDO DEL CAPÍTULO IV

| *Sección* | *Subsección y método* | *Tipo de datos empleados* | *Parámetros estimados* |
|---|---|---|---|
| B. Estimación de la supervivencia condicional de adultos | B.2*b*) Datos sobre orfandad materna: método de Brass | Número de informantes con madre viva (o fallecida) clasificados por grupos quinquenales de edad<br>Número total de informantes clasificados por grupos quinquenales de edad<br>Número de informantes que no sabían o que no declararon si su madre estaba viva o no<br>Número de nacimientos ocurridos en un año clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre | Probabilidades de sobrevivir desde los 25 años hasta los 35, 40, 45, ..., 85 para mujeres |
| | B.2*b*) Datos sobre orfandad paterna: método de Brass | Número de informantes con padre vivo (o fallecido) clasificados por grupos quinquenales de edad<br>Número total de informantes clasificados por grupos quinquenales de edad<br>Número de informantes que no sabían o que no declararon si su padre estaba vivo o no<br>Número de nacimientos ocurridos en un año clasificados por grupos quinquenales de edad del padre | Probabilidades de sobrevivir desde los 32,5 años hasta los 45, 50, 55, ..., 90 años; o probabilidades de sobrevivir desde los 37,5 años hasta los 50, 55, 60, ..., 95 años (dependiendo del valor de $M$, edad media de los padres al nacer sus hijos) para varones |
| | B.2*c*) Datos sobre orfandad materna: método basado en regresión | Número de informantes con madre viva (o fallecida) clasificados por grupos quinquenales de edad<br>Número total de informantes clasificados por grupos quinquenales de edad<br>Número de informantes que no sabían o que no declararon si su madre estaba viva o no<br>Número de nacimientos ocurridos en un año clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre | Probabilidades de sobrevivir desde los 25 años hasta los 35, 40, 45, ..., 75 para mujeres<br>Período de tiempo al que se refiere cada probabilidad estimada cuando la mortalidad está cambiando |
| | B.2*d*) Datos sobre orfandad materna de dos encuestas | Número de informantes con madre viva (o fallecida) clasificados por grupos quinquenales de edad, para dos encuestas distantes cinco o diez años<br>Número total de informantes por grupos quinquenales de edad para las mismas dos encuestas<br>Número de informantes que no sabían o que no declararon si su madre estaba viva o no, para las dos encuestas<br>Número de nacimientos ocurridos en un año (preferiblemente durante el período entre las encuestas) clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre | Probabilidades de sobrevivir desde los 25 años hasta los 35, 40, 45, ..., 75 años para mujeres durante el período entre las encuestas |
| | B.2*d*) Datos sobre orfandad paterna de dos encuestas | Número de informantes con padre vivo (o fallecido) clasificados por grupos quinquenales de edad para dos encuestas distantes cinco o 10 años<br>Número total de informantes por grupos quinquenales de edad para las mismas dos encuestas<br>Número de informantes que no sabían o que no declararon si su padre estaba vivo o no para las mismas dos encuestas<br>Número de nacimientos ocurridos en un año (preferiblemente durante el período entre las encuestas) clasificados por grupos quinquenales de edad del padre (o de la madre, si no se dispone de otra cosa) | Probabilidades de sobrevivir desde los 32,5 años hasta los 45, 50, 55, ..., 90 años; o probabilidades de sobrevivir desde los 37,5 años hasta los 50, 55, 60, ..., 95 años (dependiendo del valor de $M$, edad media de los padres al nacer sus hijos) para varones |

CUADRO 85 (*continuación*)

| *Sección* | *Subsección y método* | *Tipo de datos empleados* | *Parámetros estimados* |
|---|---|---|---|
| | B.3*b*) Datos de viudez por edad | Número de informantes varones (mujeres) casados alguna vez con primer cónyuge vivo (o fallecido) clasificados por grupos quinquenales de edad<br>Número total de informantes varones (mujeres) casados alguna vez por grupos quinquenales de edad<br>Número de informantes varones (mujeres) casados alguna vez que no sabían o que no declararon si su primer cónyuge estaba vivo o no, por grupos quinquenales de edad<br>Edades medias de los solteros tanto varones como mujeres al contraer matrimonio (véase anexo I) | Probabilidades de sobrevivir desde los 20 años hasta los 25, 30, 35, ..., 55 (60) años para mujeres (varones)<br>Período de tiempo al que se refiere cada estimación cuando la mortalidad está cambiando |
| | B.3*c*) Datos de viudez por duración del primer matrimonio | Número de informantes varones (mujeres) casados alguna vez con primer cónyuge vivo (o fallecido) clasificados por grupos quinquenales de duración del matrimonio<br>Número total de informantes varones (mujeres) casados alguna vez por grupos quinquenales de duración del matrimonio<br>Número de informantes varones (mujeres) casados alguna vez que no sabían o que no declararon si su primer cónyuge estaba vivo o no, por grupos quinquenales de duración del matrimonio<br>Edad media de las mujeres (varones) solteras al contraer matrimonio | Probabilidades de sobrevivir desde los 20 años hasta los 25, 30, 35, ..., 55 años para mujeres (varones)<br>Período de tiempo al que se refiere cada estimación cuando la mortalidad está cambiando |
| | B.3*d*) Datos de viudez de dos encuestas | Número de informantes varones (mujeres) casados alguna vez con primer cónyuge vivo (o fallecido) clasificados por grupos quinquenales de edad (duración) para dos encuestas distantes cinco o 10 años<br>Número total de informantes varones (mujeres) casados alguna vez clasificados por grupos quinquenales de edad (duración) de las mismas dos encuestas<br>Número de informantes varones (mujeres) casados alguna vez que no sabían o que no declararon si su primer cónyuge estaba vivo o no, clasificados por grupos quinquenales de edad (duración) para las mismas dos encuestas<br>Edades medias de los solteros varones y mujeres al contraer matrimonio para ambas encuestas | Probabilidades de sobrevivir desde los 20 años hasta los 25, 30, ..., 50 años para mujeres (varones) durante el período entre las encuestas |
| C. Estimación de la supervivencia de adultos desde el nacimiento | C.2 Datos sobre orfandad materna | Número de informantes con madre viva (o fallecida) clasificados por grupos quinquenales de edad<br>Número total de informantes por grupos quinquenales de edad<br>Número de informantes que no sabían o que no declararon si su madre estaba viva o no, clasificados por grupos quinquenales de edad<br>Número de nacimientos en un año clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre<br>Una estimación de $l(2)$ para mujeres | $l(45)$, $l(50)$, ..., $l(75)$ para mujeres |

CUADRO 85 (*continuación*)

| *Sección* | *Subsección y método* | *Tipo de datos empleados* | *Parámetros estimados* |
|---|---|---|---|
| | C.3*b*) Datos de viudez por edad | Número de informantes varones (mujeres) casados alguna vez con primer cónyuge vivo (o fallecido) clasificados por grupos quinquenales de edad<br>Número total de informantes varones (mujeres) casados alguna vez por grupos quinquenales de edad<br>Número de informantes varones (mujeres) casados alguna vez que no sabían o que no declararon si su primer cónyuge estaba vivo o no, por grupos quinquenales de edad<br>Edades medias de los solteros tanto varones como mujeres al contraer matrimonio<br>Una estimación de $l(2)$ para mujeres (varones) | $l(25)$, $l(30)$, ..., $l(55)$ (ó $l(60)$) para mujeres (varones) |
| | C.3*c*) Datos de viudez por duración del primer matrimonio | Número de informantes varones (mujeres) casados alguna vez con primer cónyuge vivo (o fallecido) clasificados por grupos quinquenales de duración del matrimonio<br>Número total de informantes varones (mujeres) casados alguna vez por grupos quinquenales de duración del matrimonio<br>Número de informantes varones (mujeres) casados alguna vez que no sabían o que no declararon si su primer cónyuge estaba vivo o no, por grupos quinquenales de duración del matrimonio<br>Edad media de las mujeres (varones) solteras al contraer matrimonio<br>Una estimación de $l(2)$ para mujeres (varones) | $l(20)$, $l(25)$, ..., $l(40)$ para mujeres (varones) |

Más recientemente, Hill y Trussell[4] propusieron otro procedimiento de estimación basado en la ecuación siguiente:

$$l(25+n)/l(25)=a(n)+b(n)M+c(n)S(n-5) \quad \text{(B.2)}$$

donde $a(n)$, $b(n)$ y $c(n)$ son coeficientes estimados usando regresión para ajustar la ecuación (B.2) a datos procedentes de 900 casos simulados. Esos casos se obtuvieron usando varios patrones de fecundidad generados por el modelo Coale-Trussell[5] y diversos patrones de mortalidad generados mediante el sistema logito[6] con las cuatro familias de mortalidad de Coale y Demeny[7] como patrones standard (véanse las subsecciones B.2 y B.4 del capítulo I).

Cuando ambos métodos de estimación fueron aplicados a casi 1.000 casos distintos simulados usando diferentes patrones de fecundidad y mortalidad, se encontró que el método propuesto por Brass producía iguales o mejores resultados que el método basado en regresión cuando $n$ no superaba los 30 años, mientras que sucedía lo contrario para valores superiores de $n$.

Aunque esta prueba se hizo sólo para casos simulados que no están sujetos al tipo de errores que se encuentran comúnmente en los datos reales, tal comparación revela las ventajas e inconvenientes probables de los diferentes métodos. Como esos métodos parecen complementarse entre sí en el plano teórico, ambos se describen aquí con la esperanza de que sean también complementarios en la práctica.

Antes de pasar a su descripción, hay que señalar algunos rasgos generales de los métodos que permiten estimar la mortalidad adulta en base a las proporciones de informantes huérfanos por edad y a un indicador del patrón de la fecundidad por edades.

En primer lugar, las probabilidades estimadas de supervivencia no se refieren a toda la población, ya que sólo reflejan la experiencia en materia de mortalidad de padres o madres con hijos supervivientes. Asimismo, como las preguntas sobre orfandad se hacen a toda la población, las personas con varios hijos supervivientes tenderán a estar representadas en exceso. Teóricamente,

[4] K. Hill y J. Trussell, "Further developments in indirect mortality estimation", *Population Studies*, vol. XXXI, No. 2 (julio de 1977), págs. 313 a 333.

[5] Ansley J. Coale y T. James Trussell, "Model fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human populations", *Population Index*, vol. 40, No. 2 (abril de 1974), págs. 185 a 258.

[6] William Brass, *Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data* (Chapel Hill, North Carolina, Carolina Population Center, Laboratories for Population Statistics, 1975).

[7] Ansley J. Coale y Paul Demeny, *Regional Model Life Tables and Stable Populations* (Princeton, New Jersey, Princeton University Press, 1966).

este problema puede evitarse recurriendo a una pregunta adicional que sirva de filtro e intente identificar sólo a un hijo por padre o madre, tal como el hijo mayor superviviente o el primogénito. Sin embargo, en la práctica, los errores que con frecuencia afectan las declaraciones sobre primogenitura son tan grandes que los métodos de análisis que usan datos donde las respuestas se han limitado a una por padre o madre no han producido estimaciones mejores que los originales[8].

En segundo término, las estimaciones de supervivencia basadas en declaraciones de informantes jóvenes, y correspondiendo así a valores pequeños de $n$ (menos de 20), tienden a verse afectadas por declaraciones erróneas sobre la situación de orfandad: muchas veces los niños pequeños son adoptados por parientes que los declaran como hijos suyos. Ese hecho aumenta artificialmente la proporción de niños y jóvenes con padre o madre superviviente y sesga positivamente las probabilidades de supervivencia estimadas para los adultos más jóvenes.

Por último, las probabilidades de supervivencia estimadas no se refieren, en sentido estricto, a períodos de tiempo específicos, ya que representan medidas promedio con respecto a intervalos no muy bien definidos de exposición al riesgo de morir de la población que se estudia. En casos en que la mortalidad ha permanecido básicamente constante, no se plantean problemas en la interpretación de las estimaciones obtenidas ya que, si no hay errores en los datos, todas ellas deberían reflejar un mismo nivel de mortalidad. Sin embargo, como en casi todos los países la mortalidad no ha permanecido constante en los últimos tiempos, la interpretación de las probabilidades de supervivencia obtenidas de los datos de orfandad no es siempre fácil. Su interpretación y evaluación son más sencillas cuando las estimaciones obtenidas pueden relacionarse con períodos de tiempo concretos. Si se supone que la mortalidad ha ido cambiando regularmente (por ejemplo, que en el sistema logito el parámetro $\alpha$ que indica el nivel de mortalidad ha ido cambiando linealmente con respecto al tiempo) y que el patrón de mortalidad adulta de la población que se estudia es similar al representado por el standard general (véase subsección B.4 del capítulo I), es posible estimar el tiempo $t$ (como número de años antes de la encuesta) al que se refiere cada probabilidad de supervivencia. El método de estimación usado con tal fin fue propuesto recientemente por Brass y Bamgboye[9], y aunque todavía no ha sido ampliamente probado, su importancia justifica su inclusión en este capítulo.

b) *Método de Brass*

i) *Datos requeridos*

Para aplicar este método se necesitan los siguientes datos:

*a*) Proporción de informantes con madre (padre) viva en cada grupo quinquenal de edad, de $n$ a $n + 4$. Tal proporción se denota por $S(n)$. El conjunto de proporciones $S(n)$ puede calcularse si se dispone de cualquiera de los datos siguientes: *a*) número de informantes con madre (padre) viva; *b*) número de informantes con madre (padre) fallecida; *c*) número total de informantes para los cuales se conoce la condición de supervivencia de su madre (padre). Es importante excluir de los cálculos a todos los informantes que no conozcan o no declaren la situación de supervivencia de su madre (padre). En todos los casos, los datos deberán clasificarse por grupos quinquenales de edad.

*b*) Número de nacimientos en un año dado clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre (padre). Esta información se necesita para estimar en la población que se estudia la edad media de las madres (padres), $M$, al nacimiento de sus hijos. La $M$ que hay que estimar no es la edad media del patrón de fecundidad (también conocida como "edad media de la procreación"). Más bien se trata de la edad media del patrón de fecundidad ponderado por la distribución por edades de la población femenina (masculina). $M$ puede considerarse como una estimación de la diferencia promedio entre la edad de la madre (padre) y las de sus hijos en la población estudiada, constituyendo así un indicador de la edad media en que las personas consideradas (madre o padre) comienzan su exposición al riesgo de morir.

ii) *Procedimiento de cálculo*

Seguidamente se describen los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de la edad media a la maternidad (paternidad).* La edad media de las madres (padres) al momento del nacimiento de un grupo de niños (de ordinario los nacidos en el año anterior a la encuesta) se denota por $M$. Si se usa el índice $i$ para indicar los diferentes grupos quinquenales de edad en el tramo de la vida reproductiva de una mujer y se denota por $B(i)$ el número de hijos tenidos durante un determinado período por las mujeres del grupo de edad $i$, $M$ se calcula como sigue:

$$M = \sum_{i=1}^{7} a(i)B(i) / \sum_{i=1}^{7} B(i) \qquad \text{(B.3)}$$

donde $a(i)$ es el punto medio del grupo de edad $i$. (El usuario debe recordar que, al igual que en los capítulos II y III, $i = 1$ representa el grupo de 15 a 19 años, $i = 2$ el de 20 a 24 y así sucesivamente). Adviértase que si los nacimientos usados para calcular $M$ son los que tuvieron lugar durante el año anterior a una encuesta, tabulados por edad de la madre al momento de la encuesta, el grupo de edad verdadero de la madre al nacimiento de los hijos considerados será, en promedio, seis meses menor que el declarado, por lo que es necesario restar seis meses del punto medio de cada grupo de edad al calcular $M$.

La estimación de $M$ para padres constituye uno de los problemas adicionales asociados con la estimación de la mortalidad masculina adulta a partir de las proporciones de informantes con padre superviviente. Por lo

[8] Kenneth Hill, Hugo Behm y Augusto Soliz, *La situación de la mortalidad en Bolivia* (La Paz, Instituto Nacional de Estadística, 1976).

[9] W. Brass y E. A. Bamgboye, *op. cit.*

general no se hacen preguntas sobre hijos tenidos a los hombres, o sea que la información usada para estimar la $M$ de madres no existe de ordinario para los padres. A veces los nacimientos durante el año anterior a la encuesta se tabulan por edad del marido, pero tal tabulación se limita generalmente a casos en que ambos cónyuges se enumeran en el mismo hogar. El cálculo de $M$ para padres a partir de tal tabulación puede producir un valor sesgado positivamente porque es más probable que los padres jóvenes estén temporalmente ausentes.

Un procedimiento más sólido para estimar $M$ para los padres consiste en ajustar la $M$ materna usando información sobre estado civil. La edad mediana de la población que sigue casada puede calcularse por sexo, y la diferencia entre las edades medianas masculina y femenina puede sumarse a la $M$ materna definida arriba para obtener una estimación de la $M$ masculina. Edades medianas se usan para reducir la influencia de las parejas de más edad que, para los fines que se persiguen, tienen menor importancia. En principio, la hipótesis de que la fecundidad ha permanecido constante puede atenuarse empleando valores diferentes de $M$ para los distintos grupos de edad de los informantes, aunque en la práctica casi siempre falten los datos necesarios para proceder así.

*Paso 2: cálculo de los factores de ponderación.* Para el valor de $M$ calculado antes y para cada valor de $n$, los factores de ponderación, $W(n)$, se calculan por interpolación lineal (véase anexo IV) entre los valores del cuadro 86. (El cuadro 87 se usa cuando se usan datos sobre orfandad paterna).

*Paso 3: cálculo de las probabilidades de supervivencia.* Si se considera la supervivencia de madres, las probabilidades de sobrevivir entre los 25 y los 25 + $n$ años se calculan usando la ecuación

$$l_f(25+n)/l_f(25) = W(n)S(n-5)+(1.0-W(n))S(n) \qquad \text{(B.4)}$$

donde $S(n)$ es la proporción de informantes de $n$ a $n$ + 4 años que declararon que sus madres vivían aún al momento de la entrevista.

En el caso de padres, el valor 25 se sustituye por los valores 32,5 ó 37,5 lo que refleja el hecho de que los hombres suelen ser mayores que las mujeres cuando nacen sus hijos. Las probabilidades de supervivencia se estiman en este caso con las ecuaciones siguientes:

$$l_m(35+n)/l_m(32.5) = W(n)S(n-5)+(1.0-W(n))S(n) \qquad \text{(B.5)}$$

cuando los factores de ponderación $W(n)$ se obtienen de la parte *a*) del cuadro 87; y

$$l_m(40+n)/l_m(37.5) = W(n)S(n-5)+(1.0-W(n))S(n) \qquad \text{(B.6)}$$

cuando esos factores se obtienen de la parte *b*) de dicho cuadro. En ambos casos, $S(n)$ corresponde a la proporción de informantes en el grupo de edad de $n$ a $n$ + 4 años cuyo padre vivía aún al momento de la entrevista. Hay que decidir si se deben usar las ponderaciones que figuran en la parte *a*) del cuadro 87 y, por ende, la ecuación (B.5), o las de la parte *b*) de ese cuadro y, por tanto, la ecuación (B.6). Por lo general, la elección dependerá del valor estimado de $M$: si es menor o igual a 36, debe usarse la parte *a*); si es mayor que 36, es necesario usar la parte *b*).

*Paso 4: cálculo del número de años antes de la encuesta a los que se refieren las estimaciones de supervivencia.* Puede demostrarse que cuando el nivel de mortalidad está disminuyendo linealmente en la escala logito (véase subsección B.4 del capítulo I), las estimaciones de supervivencia obtenidas de los datos de orfandad son iguales a las que rigen en períodos específicos de tiempo anteriores a la encuesta cuya localización temporal es casi independiente de la tasa de cambio en la mortalidad[10]. Además, si la mortalidad femenina en las edades adultas presenta un patrón similar al del standard general (véase subsección B.4 del

[10] *Ibid.*

CUADRO 86. FACTORES DE PONDERACIÓN, $W(n)$, PARA LA CONVERSIÓN DE LAS PROPORCIONES DE INFORMANTES CON MADRE VIVA EN PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA FEMENINA

| Edad $n$ (1) | Edad media a la maternidad para mujeres, $M$ | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 22 (2) | 23 (3) | 24 (4) | 25 (5) | 26 (6) | 27 (7) | 28 (8) | 29 (9) | 30 (10) |
| 10..... | 0.420 | 0.470 | 0.517 | 0.557 | 0.596 | 0.634 | 0.674 | 0.717 | 0.758 |
| 15..... | 0.418 | 0.489 | 0.556 | 0.618 | 0.678 | 0.738 | 0.800 | 0.863 | 0.924 |
| 20..... | 0.404 | 0.500 | 0.590 | 0.673 | 0.756 | 0.838 | 0.921 | 1.004 | 1.085 |
| 25..... | 0.366 | 0.485 | 0.598 | 0.704 | 0.809 | 0.913 | 1.016 | 1.118 | 1.218 |
| 30..... | 0.303 | 0.445 | 0.580 | 0.708 | 0.834 | 0.957 | 1.080 | 1.203 | 1.323 |
| 35..... | 0.241 | 0.401 | 0.554 | 0.701 | 0.844 | 0.986 | 1.128 | 1.270 | 1.412 |
| 40..... | 0.125 | 0.299 | 0.467 | 0.630 | 0.791 | 0.950 | 1.111 | 1.274 | 1.442 |
| 45..... | 0.007 | 0.186 | 0.361 | 0.535 | 0.708 | 0.884 | 1.063 | 1.250 | 1.447 |
| 50..... | −0.190 | −0.017 | 0.158 | 0.334 | 0.514 | 0.699 | 0.890 | 1.095 | 1.318 |
| 55..... | −0.368 | −0.220 | −0.059 | 0.101 | 0.270 | 0.456 | 0.645 | 0.856 | 1.083 |
| 60..... | 0.466 | −0.352 | −0.217 | −0.084 | 0.053 | 0.220 | 0.378 | 0.579 | 0.800 |

Ecuación de estimación:

$$l_f(25+n)/l_f(25) = W(n)\,S(n-5) + (1-W(n))\,S(n)$$

CUADRO 87. FACTORES DE PONDERACIÓN, $W(n)$, PARA LA CONVERSIÓN DE LAS PROPORCIONES DE INFORMANTES CON PADRE VIVO EN PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA MASCULINA

| Edad | Edad media a la paternidad para hombres, M | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| n (1) | 28 (2) | 29 (3) | 30 (4) | 31 (5) | 32 (6) | 33 (7) | 34 (8) | 35 (9) | 36 (10) |
| a) *Desde 32,5 años* | | | | | | | | | |
| 10 | 0.192 | 0.258 | 0.322 | 0.388 | 0.455 | 0.521 | 0.587 | 0.650 | 0.714 |
| 15 | 0.151 | 0.243 | 0.336 | 0.429 | 0.522 | 0.613 | 0.702 | 0.790 | 0.877 |
| 20 | 0.043 | 0.166 | 0.287 | 0.406 | 0.523 | 0.638 | 0.750 | 0.861 | 0.969 |
| 25 | −0.093 | 0.051 | 0.194 | 0.335 | 0.474 | 0.611 | 0.744 | 0.877 | 1.007 |
| 30 | −0.327 | −0.161 | 0.001 | 0.162 | 0.319 | 0.475 | 0.627 | 0.779 | 0.931 |
| 35 | −0.640 | −0.408 | −0.211 | −0.047 | 0.109 | 0.269 | 0.438 | 0.610 | 0.782 |
| 40 | −0.856 | −0.714 | −0.554 | −0.379 | −0.203 | −0.034 | 0.133 | 0.303 | 0.480 |
| 45 | −1.120 | −0.963 | −0.806 | −0.651 | −0.495 | −0.340 | −0.183 | −0.024 | 0.141 |
| 50 | −1.162 | −1.030 | −0.903 | −0.776 | −0.651 | −0.524 | −0.396 | −0.264 | −0.128 |
| 55 | −1.040 | −0.943 | −0.850 | −0.758 | −0.667 | −0.576 | −0.486 | −0.397 | −0.304 |

Ecuación de estimación:

$$l_m(35+n)/l_m(32.5) = W(n)\,S(n-5) + (1.0-W(n))\,S(n)$$

b) *Desde 37,5 años*

| | 36 | 37 | 38 | 39 | 40 | 41 | 42 | 43 | 44 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 10 | 0.384 | 0.460 | 0.537 | 0.613 | 0.687 | 0.758 | 0.827 | 0.897 | 0.969 |
| 15 | 0.378 | 0.484 | 0.588 | 0.690 | 0.790 | 0.888 | 0.984 | 1.079 | 1.174 |
| 20 | 0.324 | 0.455 | 0.582 | 0.708 | 0.833 | 0.954 | 1.075 | 1.195 | 1.318 |
| 25 | 0.164 | 0.315 | 0.465 | 0.613 | 0.759 | 0.904 | 1.051 | 1.197 | 1.346 |
| 30 | −0.043 | 0.122 | 0.286 | 0.450 | 0.614 | 0.778 | 0.944 | 1.116 | 1.295 |
| 35 | −0.359 | −0.183 | −0.015 | 0.152 | 0.321 | 0.496 | 0.677 | 0.863 | 1.062 |
| 40 | −0.624 | −0.473 | −0.316 | −0.157 | 0.003 | 0.168 | 0.342 | 0.529 | 0.722 |
| 45 | −0.757 | −0.631 | −0.503 | −0.372 | −0.237 | −0.099 | 0.047 | 0.208 | 0.393 |
| 50 | −0.742 | −0.650 | −0.559 | −0.471 | −0.377 | −0.280 | −0.182 | −0.069 | 0.063 |
| 55 | −0.559 | −0.541 | −0.485 | −0.425 | −0.366 | −0.308 | −0.238 | −0.149 | −0.049 |

Ecuación de estimación:

$$l_m(40+n)/l_m(37.5) = W(n)\,S(n-5) + (1.0-W(n))\,S(n)$$

capítulo I), el número de años antes de la encuesta que definen el período al que se refiere cada estimación procedente de los datos sobre orfandad materna, denotado por $t(n)$, puede estimarse como

$$t(n) = n(1.0 - u(n))/2.0 \qquad \text{(B.7)}$$

donde

$$u(n) = 0.3333 \ln({}_{10}S_{n-5}) + Z(M+n) + 0.0037(27-M), \qquad \text{(B.8)}$$

y el valor de $Z(M + n)$ se obtiene interpolando linealmente entre los valores del cuadro 88.

Adviértase que en este caso ${}_{10}S_{n-5}$ representa la proporción de informantes en el grupo de $n - 5$ a $n + 4$ años con madre viva, y que $n$ es el punto medio del grupo decenal de edad que se está considerando.

Cuando se utilizan datos sobre orfandad paterna, las ecuaciones (B.7) y (B.8) se convierten en

$$t(n) = (n+0.75)(1.0-u(n))/2.0 \qquad \text{(B.9)}$$

y

$$u(n) = 0.3333 \ln({}_{10}S_{n-5}) + Z(M+n) + 0.0037(27-M+0.75) \qquad \text{(B.10)}$$

CUADRO 88. VALORES DE LA FUNCIÓN STANDARD PARA CALCULAR LA REFERENCIA TEMPORAL DE LAS ESTIMACIONES INDIRECTAS DE LA SUPERVIVENCIA DE ADULTOS

| Edad x (1) | Función standard Z(x) (2) | Edad x (3) | Función standard Z(x) (4) | Edad x (5) | Función standard Z(x) (6) | Edad x (7) | Función standard Z(x) (8) | Edad x (9) | Función standard Z(x) (10) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 26 | 0.090 | 36 | 0.092 | 46 | 0.149 | 56 | 0.274 | 66 | 0.452 |
| 27 | 0.090 | 37 | 0.093 | 47 | 0.160 | 57 | 0.289 | 67 | 0.473 |
| 28 | 0.090 | 38 | 0.095 | 48 | 0.171 | 58 | 0.305 | 68 | 0.495 |
| 29 | 0.090 | 39 | 0.099 | 49 | 0.182 | 59 | 0.321 | 69 | 0.518 |
| 30 | 0.090 | 40 | 0.104 | 50 | 0.193 | 60 | 0.338 | 70 | 0.542 |
| 31 | 0.090 | 41 | 0.109 | 51 | 0.205 | 61 | 0.356 | 71 | 0.568 |
| 32 | 0.090 | 42 | 0.115 | 52 | 0.218 | 62 | 0.374 | 72 | 0.595 |
| 33 | 0.090 | 43 | 0.122 | 53 | 0.231 | 63 | 0.392 | 73 | 0.622 |
| 34 | 0.090 | 44 | 0.130 | 54 | 0.245 | 64 | 0.411 | 74 | 0.650 |
| 35 | 0.091 | 45 | 0.139 | 55 | 0.259 | 65 | 0.431 | 75 | 0.678 |

donde $Z(x)$ se sigue obteniendo del cuadro 88; ${}_{10}S_{n-5}$ representa ahora la proporción de informantes de $n-5$ a $n+4$ años con padre vivo; $M$ es la edad media de los padres al momento del nacimiento de sus hijos; $n$ es el punto medio del grupo de edad que se está considerando, y se ha añadido 0,75 o tres cuartos de un año para tener en cuenta el hecho de que los padres tuvieron que estar vivos sólo al momento de la concepción, y no necesariamente al momento del nacimiento de sus hijos.

iii) *Un ejemplo detallado*

Los datos que figuran en los cuadros 89 y 90 fueron recogidos por la Encuesta Demográfica Nacional que se llevó a cabo en Bolivia en 1975[11]. Se usan aquí para ilustrar de qué modo se estima la mortalidad de mujeres adultas utilizando datos sobre la incidencia de orfandad materna entre los informantes.

CUADRO 89. DATOS SOBRE ORFANDAD MATERNA Y PROPORCIONES DE INFORMANTES CON MADRE VIVA, BOLIVIA, 1975

| *Grupo de edad del informante (1)* | *Número de informantes con:* | | | *Proporción con madre viva S(n) (5)* |
|---|---|---|---|---|
| | *Madre viva (2)* | *Madre fallecida (3)* | *Situación desconocida respecto de la orfandad materna (4)* | |
| 15-19 | 5 540 | 448 | 6 | 0.9252 |
| 20-24 | 3 995 | 541 | 10 | 0.8807 |
| 25-29 | 2 886 | 769 | 8 | 0.7896 |
| 30-34 | 1 910 | 852 | 9 | 0.6915 |
| 35-39 | 1 661 | 1 234 | 11 | 0.5737 |
| 40-44 | 1 027 | 1 272 | 7 | 0.4467 |
| 45-49 | 855 | 1 556 | 6 | 0.3546 |
| 50-54 | 369 | 1 243 | 6 | 0.2289 |

El cuadro 89 muestra tanto los datos brutos reunidos por la encuesta como las proporciones de informantes cuya madre vivía aún al momento de la entrevista. Téngase presente que al calcular estas últimas, el número de informantes clasificados en la categoría de "situación desconocida respecto de la orfandad materna" fue excluida de los cálculos. En el caso de la encuesta considerada, las cifras en esta categoría son muy pequeñas y su inclusión en los denominadores de las proporciones con madre superviviente no habría afectado los resultados finales. Sin embargo, como pueden darse mayores niveles de no respuesta, es importante excluir esos casos al calcular las proporciones con madre superviviente. A título de ejemplo, $S(50)$ se calcula explícitamente a continuación:

$$S(50) = 369/(369+1{,}243) = 0.2289$$

Seguidamente se describe el procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de la edad media a la maternidad.* Según la ecuación (B.3):

$$M = \sum_{i=1}^{7} a(i)B(i) / \sum_{i=1}^{7} B(i)$$

[11] K. Hill, H. Behm y A. Soliz, *op. cit.*

CUADRO 90. HIJOS NACIDOS EN LOS 12 MESES ANTERIORES A LA ENCUESTA, POR EDAD DE LA MADRE AL MOMENTO DE LA ENCUESTA, BOLIVIA, 1975

| *Grupo de edad de la madre al momento de la entrevista (1)* | *Indice i (2)* | *Punto medio del grupo de edad (ajustado por medio año) a(i) (3)* | *Número de hijos nacidos en el año anterior B(i) (4)* |
|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 17 | 136 |
| 20-24 | 2 | 22 | 409 |
| 25-29 | 3 | 27 | 485 |
| 30-34 | 4 | 32 | 320 |
| 35-39 | 5 | 37 | 259 |
| 40-44 | 6 | 42 | 94 |
| 45-49 | 7 | 47 | 50 |
| TOTAL | | | 753 |

donde $a(i)$ es el punto medio del grupo de edad $i$; y $B(i)$ es el número de nacimientos de las mujeres del grupo de edad $i$. Para obtener una estimación correcta de la edad media a la maternidad, $M$, los nacimientos utilizados en la ecuación (B.3) deben ser clasificados por edad de la madre al momento del parto. En el presente caso, la edad declarada por una mujer es la que tenía al momento de la entrevista y no al del alumbramiento. Es necesario, entonces, adoptar algún ajuste para corregir este hecho. La estrategia más sencilla consiste en suponer que los nacimientos se distribuyen uniformemente en el tiempo y con respecto a la edad de la madre. En consecuencia, en promedio, las mujeres eran seis meses menores al momento del parto que al momento de la entrevista, de modo que, por ejemplo, el grupo de edad que abarca las edades exactas de 15 a 20 años representa en realidad edades exactas de 14,5 a 19,5 años al momento de los alumbramientos. Todos los grupos de edad subsiguientes se ven afectados de igual modo. Por lo tanto, los valores centrales $a(i)$ usados al aplicar la ecuación (B.3) son 17 en lugar de 17,5, 22 en lugar de 22,5 y así sucesivamente, tal como se indica en la columna (3) del cuadro 90.

Aplicando la ecuación (B.3), $M$ se calcula como sigue:

$$\sum_{i=1}^{7} a(i)B(i) = (17)(136)+(22)(409)+\cdots+(47)(50) = 50{,}526$$

y

$$\sum_{i=1}^{7} B(i) = 1{,}753$$

por lo que

$$M = 50{,}526/1{,}753 = 28.8$$

*Paso 2: cálculo de los factores de ponderación.* Como se están considerando datos sobre orfandad materna, las ponderaciones apropiadas, $W(n)$, se obtienen interpolando linealmente (véase anexo IV) entre los valores que figuran en el cuadro 86. El valor de $M$ es 28,8 años, por lo que las ponderaciones en las columnas intituladas "28" y "29" se usan como extremos en la interpolación. Para todos los valores de $n$, el factor de interpolación $\Theta$ es

$$\Theta = (29-28.8)/(29-28) = 0.2$$

Por lo tanto, para obtener $W(35)$, por ejemplo, los valores para $n = 35$ que aparecen debajo de las columnas de $M$ "28" y "29" del cuadro 86 se ponderan por $\theta$ y $(1-\theta)$, respectivamente, produciendo el resultado siguiente:

$$W(35) = 0.2(1.128) + 0.8(1.270) = 1.2416$$

En la columna (2) del cuadro 91 figura el conjunto completo de valores $W(n)$ correspondiente a $M = 28{,}8$.

*Paso 3: cálculo de las probabilidades de supervivencia.* Una vez calculados los factores de ponderación correspondientes a la $M$ observada, los valores de $l_f(25+n)/l_f(25)$ se obtienen mediante la ecuación (B.4). En el cuadro 91 se resumen los cálculos necesarios. Ese cuadro también muestra el nivel de mortalidad en la familia Oeste de las tablas modelo de Coale y Demeny asociado con cada probabilidad de supervivencia. Tales niveles se calculan interpolando linealmente entre los valores que figuran en el cuadro 210 (véase anexo VI), y proporcionan un índice útil para examinar la consistencia de las probabilidades de supervivencia estimadas.

Como ejemplo, se procede en seguida al cálculo detallado del nivel consistente con el valor estimado de $l_f(65)/l_f(25)$. Ese valor según el cuadro 91 es 0,604. La columna intitulada "65" del cuadro 210 del anexo VI se usa entonces para encontrar los dos valores entre los cuales se encuentra el valor estimado. Son 0,58183, que corresponde al nivel 13; y 0,60583, que corresponde al nivel 14. Por lo tanto, el factor de interpolación $\theta$ es

$$\Theta = (0.60400 - 0.58183)/(0.60583 - 0.58183) = 0.92$$

y el nivel estimado es

$$(0.92)(14) + (0.08)(13) = 13.92$$

En la columna (7) del cuadro 91 figura el conjunto completo de niveles de mortalidad.

*Paso 4: cálculo del número de años antes de la encuesta a los que se refieren las estimaciones de supervivencia.* El período de referencia de cada una de las estimaciones obtenidas en el paso anterior, denotado por $t(n)$, se calcula a partir de ${}_{10}S_{n-5}$, proporción de informantes entre $n - 5$ y $n + 4$ años cuya madre vivía aún al momento de la entrevista. Esas proporciones se calculan dividiendo el número de informantes con madre superviviente en los dos grupos de edad adyacentes desde $n - 5$ a $n - 1$ y desde $n$ a $n + 4$ entre la suma del número de informantes en ambos grupos de edad que declararon si su madre vivía o no. Por ejemplo,

$${}_{10}S_{20} = (3{,}995 + 2{,}886)/(3{,}995 + 2{,}886 + 541 + 769) = 0.8401$$

En la columna (2) del cuadro 92 figura el conjunto completo de valores de ${}_{10}S_{n-5}$.

Como los datos que se tienen a mano se refieren a la orfandad materna, se usan las ecuaciones (B.7) y (B.8) para calcular $t(n)$. En el paso 1, se encontró que $M$ era igual a 28,8 años. Por lo tanto, los valores de $x = M + n$ varían desde 48,8 a 78,8, aumentando en escalones quinquenales. La función standard, $Z(x)$, para el cálculo del período de referencia, se obtiene para esos valores interpolando linealmente dentro del cuadro 88. Adviértase que como el cuadro no abarca el tramo 78-79, el último valor de $Z$ calculado es $Z(73{,}8)$. Así, $Z(53{,}8)$ se obtiene como

$$Z(53.8) = 0.2Z(53) + 0.8Z(54) = 0.2(0.231) + 0.8(0.245) = 0.242$$

Todos los valores necesarios de $Z(x)$ figuran en la columna (4) del cuadro 92. Usando esos valores y sustituyendo los de ${}_{10}S_{n-5}$, $M$ y $n$ en la ecuación (B.8), se obtiene el conjunto de valores para la función de corrección, $u(n)$, que figura en la columna (5) del mismo cuadro. Para ilustrar el procedimiento seguido, se calcula a continuación $u(30)$:

$$u(30) = 0.3333 \ln {}_{10}S_{25} + Z(58.8) + 0.0037(-1.8)$$

$$= 0.3333 \ln(0.7474) + 0.318 - 0.0067$$

$$= 0.2143$$

Después, usando la ecuación (B.7), se calcula para cada caso $t(n)$. Siguiendo con el ejemplo del caso $n = 30$,

$$t(30) = 30(1 - 0.2143)/2 = 11.8$$

CUADRO 91. ESTIMACIÓN DE LA SUPERVIVENCIA DE MUJERES ADULTAS A PARTIR DE PROPORCIONES DE INFORMANTES CON MADRE VIVA USANDO EL MÉTODO DE BRASS, BOLIVIA, 1975

| *Edad n* (1) | *Factor de ponderación W(n)* (2) | *Proporción con madre viva S(n-5)* (3) | *Complemento del factor de ponderación (1-W(n))* (4) | *Proporción con madre viva S(n)* (5) | *Probabilidad de supervivencia de las mujeres adultas* $l_f(25+n)/l_f(25)$ (6) | *Nivel de mortalidad Oeste* (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 20..... | 0.9874 | 0.9252 | 0.0126 | 0.8807 | 0.925 | 18.4 |
| 25..... | 1.0976 | 0.8807 | −0.0976 | 0.7896 | 0.890 | 18.1 |
| 30..... | 1.1784 | 0.7896 | −0.1784 | 0.6915 | 0.807 | 16.0 |
| 35..... | 1.2416 | 0.6915 | −0.2416 | 0.5737 | 0.720 | 15.0 |
| 40..... | 1.2414 | 0.5737 | −0.2414 | 0.4467 | 0.604 | 13.9 |
| 45..... | 1.2126 | 0.4467 | −0.2126 | 0.3546 | 0.466 | 13.0 |
| 50..... | 1.0540 | 0.3546 | −0.0540 | 0.2289 | 0.361 | 14.3 |

CUADRO 92. ESTIMACIÓN DE LOS PERÍODOS DE REFERENCIA PARA LAS ESTIMACIONES DE SUPERVIVENCIA OBTENIDAS DE DATOS SOBRE ORFANDAD MATERNA, BOLIVIA, 1975

| Edad n (1) | Proporción con madre viva $10S_{n-5}$ (2) | Indicador del tiempo de exposición M+n (3) | Función standard Z(M+n) (4) | Función de corrección u(n) (5) | Período de referencia[a] t(n) (6) | Fecha de referencia (7) | Nivel de mortalidad Oeste (8) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 20..... | 0.9060 | 48.8 | 0.180 | 0.1405 | 8.6 | 1967.0 | 18.4 |
| 25..... | 0.8401 | 53.8 | 0.242 | 0.1773 | 10.3 | 1965.3 | 18.1 |
| 30..... | 0.7474 | 58.8 | 0.318 | 0.2143 | 11.8 | 1963.8 | 16.0 |
| 35..... | 0.6313 | 63.8 | 0.407 | 0.2471 | 13.2 | 1962.4 | 15.0 |
| 40..... | 0.5175 | 68.8 | 0.513 | 0.2868 | 14.3 | 1961.3 | 13.9 |
| 45..... | 0.3996 | 73.8 | 0.644 | 0.3316 | 15.0 | 1960.6 | 13.0 |

[a] Número de años antes de la encuesta que definen la fecha de referencia de las estimaciones de supervivencia.

La encuesta en Bolivia se llevó a cabo entre el 15 de junio y el 31 de octubre de 1975, de modo que el punto medio de ese período puede considerarse como su fecha de referencia. El modo más sencillo para obtener el equivalente decimal del punto medio del período es transformando sus extremos en equivalentes decimales y obteniendo su promedio. Así, el 15 de junio de 1975 equivale a 1975,45 (al ser 166 el número de días desde el 1º de enero al 15 de junio, ambos incluidos, y 166/365 = 0,45) y el 31 de octubre de 1975 es equivalente a 1975,83, de modo que el promedio deseado es 1975,64. Por lo tanto, la estimación de $l_f(55)/l_f(25)$ que figura en el cuadro 91 se refiere aproximadamente a 11,8 años antes de 1975,6, esto es, a 1963,8. El conjunto completo de fechas de referencia y los niveles de mortalidad Oeste asociados con ellas figuran en las columnas (7) y (8), respectivamente, del cuadro 92.

Merece la pena señalar que las estimaciones obtenidas de los datos sobre orfandad materna, cuando la mortalidad de los adultos ha ido cambiando de un modo regular se refieren al período entre ocho y 15 años antes de la encuesta. Cuando se consideran con respecto a esas fechas estimadas, los niveles de mortalidad obtenidos en el paso anterior parecen menos satisfactorios de lo que aparentaban a primera vista. Estas estimaciones implican que la mortalidad de mujeres adultas disminuyó en Bolivia al ritmo promedio de un nivel de mortalidad al año durante el período 1960-1965. Resulta difícil creer que pudieran haberse producido realmente mejoras tan rápidas en la esperanza de vida. Además, la semejanza de los niveles correspondientes a los dos períodos más recientes resulta sospechosa. Sugiere que aún para los grupos de 20 a 24 y 25 a 29 el efecto de adopción puede estar sesgando positivamente las estimaciones de supervivencia. Más difícil es averiguar hasta qué punto tal efecto está actuando también en las edades 30 a 34 y 35 a 39, y no cabe descartar la posibilidad de que las estimaciones para 1962-1964 puedan estar también sujetas a un cierto sesgo positivo. De estas breves observaciones se desprende que los datos de Bolivia quizá no sean tan consistentes como sería deseable, y que tal vez fueran necesarios otros análisis y más información independiente para establecer con un mayor grado de certidumbre los niveles de mortalidad a que han estado sujetas las mujeres bolivianas.

c) *Método basado en una ecuación ajustada mediante regresión*

i) *Datos requeridos*

Los datos necesarios para aplicar este método en el caso de orfandad materna son exactamente los mismos que los que se requieren para el método de Brass (véase subsección B.2 b) i)); sin embargo, no se ha diseñado un método basado en regresión para estimar la mortalidad masculina con datos sobre orfandad paterna. Los datos que se necesitan son:

*a*) La proporción de informantes cuya madre vivía aún al momento de la entrevista, clasificados por grupos quinquenales de edad. Tal proporción para el grupo de edad de $n$ a $n + 4$ se denota por $S(n)$;

*b*) Número de hijos nacidos durante un año, clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre. Tales datos permiten estimar $M$, edad media de la madre al momento del nacimiento de los hijos considerados.

ii) *Procedimiento de cálculo*

El procedimiento de cálculo consta de los pasos siguientes.

*Paso 1: cálculo de la edad media a la maternidad.* Este paso es idéntico al que se describe en la subsección B.2 b) ii). No se vuelve a explicar aquí.

*Paso 2: cálculo de las probabilidades de supervivencia.* Usando los valores de los coeficientes $a(n)$, $b(n)$ y $c(n)$ que figuran en el cuadro 93, se obtienen las probabilidades de supervivencia feminina sustituyendo esos valores en la ecuación siguiente:

$$l_f(25+n)/l_f(25) = a(n) + b(n)M + c(n)S(n-5) \quad \text{(B.11)}$$

donde $M$ es la edad media de las madres al nacimiento de sus hijos, y $S(n-5)$ es la proporción de informantes en el grupo de edad desde $n-5$ a $n-1$ cuya madre vivía aún al momento de la encuesta.

Adviértase que este método permite estimar sólo la supervivencia femenina. No se ha desarrollado aún un método basado en regresión para estimar la masculina, de tal modo que si se dispone de datos sobre orfandad paterna tendrá que usarse el método original de Brass.

También hay que señalar que las probabilidades condicionales de supervivencia obtenidas con este método no definen, por sí solas, una tabla de vida completa, a menos que pueda suponerse que el patrón de mortalidad

CUADRO 93. COEFICIENTES PARA ESTIMAR LAS PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA FEMENINA DESDE LOS 25 AÑOS DE EDAD A PARTIR DE LAS PROPORCIONES DE INFORMANTES CON MADRE VIVA

| Edad n (1) | Coeficientes a(n) (2) | b(n) (3) | c(n) (4) |
|---|---|---|---|
| 20..... | −0.1798 | 0.00476 | 1.0505 |
| 25..... | −0.2267 | 0.00737 | 1.0291 |
| 30..... | −0.3108 | 0.01072 | 1.0287 |
| 35..... | −0.4259 | 0.01473 | 1.0473 |
| 40..... | −0.5566 | 0.01903 | 1.0818 |
| 45..... | −0.6676 | 0.02256 | 1.1228 |
| 50..... | −0.6981 | 0.02344 | 1.1454 |

Ecuación de estimación:

$$l_f(25+n)/l_f(25) = a(n)+b(n)M+c(n)S(n-5)$$

de la población estudiada es idéntico al de algún conjunto de tablas de vida modelo. Cuando se tiene información sobre mortalidad en la niñez, pueden usarse las técnicas descritas en el capítulo VI para construir una tabla de vida que no dependa de una hipótesis tan restrictiva.

*Paso 3: cálculo del número de años antes de la encuesta a los que se refieren las estimaciones de supervivencia.* En los casos en que la mortalidad de los adultos haya estado cambiando regularmente durante los 15 ó 20 años anteriores a la encuesta (esto es, cuando el cambio haya sido lineal en la escala logito), las estimaciones del período al que se refiere cada una de las probabilidades de supervivencia obtenidas en el paso anterior, denotado por $t(n)$, pueden calcularse mediante las ecuaciones siguientes:

$$u(n) = 0.3333 \ln S(n-5) + Z(M+n-2.5) + 0.0037(27-M) \qquad \text{(B.12)}$$

y

$$t(n) = (n-2.5)(1.0-u(n))/2.0 \qquad \text{(B.13)}$$

donde $S(n-5)$ es la proporción de informantes entre las edades $n-5$ y $n-1$ cuya madre vivía aún al momento de la encuesta; $M$ es la edad media de las madres al momento del nacimiento de sus hijos; $n-2{,}5$ es un indicador aproximado de la edad media de los informantes; y $Z(x)$ es la función standard cuyos valores para cada caso concreto pueden obtenerse interpolando entre los que figuran en el cuadro 88. En sentido estricto, las estimaciones obtenidas de las ecuaciones (B.12) y (B.13) cuando los valores $Z(x)$ del cuadro 88 se usan como insumo se basan en el supuesto de que la mortalidad femenina adulta en la población estudiada tiene un patrón similar al del standard general (véase subsección B.4 del capítulo I). En la práctica, sin embargo, es poco probable que el efecto de desviaciones con respecto a esa hipotésis sea considerable, al menos en comparación con los efectos que tendrán sobre las estimaciones finales desviaciones con respecto a la tendencia lineal supuestamente seguida por los cambios en la mortalidad adulta a lo largo del tiempo.

iii) *Un ejemplo detallado*

La aplicación del método basado en regresión se ilustra a continuación utilizando una vez más los datos para Bolivia presentados en la subsección B.2 b) iii) (véase cuadro 89).

*Paso 1: cálculo de la edad media a la maternidad.* Se remite al lector al paso 1 de la subsección B.2 *b*) iii), donde la edad media de las madres a la maternidad, $M$, fue estimada en 28,8 años para las mujeres bolivianas.

*Paso 2: cálculo de las probabilidades de supervivencia.* El cuadro 94 resume los cálculos necesarios para estimar tales probabilidades. Muestra que la aplicación de la ecuación (B.11) es inmediata y que el procedimiento de estimación es muy sencillo. Una vez más, el nivel de mortalidad consistente con cada probabilidad de supervivencia en la familia Oeste de las tablas modelo de mortalidad se ha calculado interpolando en el cuadro 210 del anexo VI (véase paso 3 de la subsección B.2 b) iii)). Adviértase que para un valor de $n$ inferior a 40, las estimaciones de supervivencia obtenidas por este método son muy similares a las logradas por el procedimiento de Brass (véase cuadro 91). Para valores de $n$ iguales o superiores a 40, sin embargo, las diferencias aumentan con $n$; para esas edades, son preferibles las estimaciones presentadas en el cuadro 94.

*Paso 3: cálculo del número de años antes de la encuesta a los que se refieren las estimaciones de supervivencia.* Tal como lo indican las ecuaciones (B.12) y (B.13), los valores del período de referencia, denotados por $t(n)$, dependen en este caso de las proporciones de informantes con madre viva en cada grupo quinquenal de edad, $S(n-5)$ que figuran en la columna (2) del cuadro 95. Los valores de $Z(x)$ cuando $x$ varía entre 46,3 y 76,3 a intervalos de cinco años se

CUADRO 94. CÁLCULO DE LAS PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA FEMENINA DESDE LOS 25 AÑOS USANDO PROPORCIONES CON MADRE SUPERVIVIENTE Y EL MÉTODO BASADO EN REGRESIÓN, BOLIVIA, 1975

| Edad n (1) | Valor intermedio a(n)+b(n)(28.8) (2) | Coeficiente c(n) (3) | Proporción con madre viva S(n-5) (4) | Probabilidad de supervivencia de mujeres adultas lf(25+n)/lf(25) (5) | Nivel de mortalidad Oeste (6) |
|---|---|---|---|---|---|
| 20..... | −0.0427 | 1.0505 | 0.9252 | 0.929 | 18.7 |
| 25..... | −0.0144 | 1.0291 | 0.8807 | 0.892 | 18.2 |
| 30..... | −0.0021 | 1.0287 | 0.7896 | 0.810 | 16.2 |
| 35..... | −0.0017 | 1.0473 | 0.6915 | 0.722 | 15.1 |
| 40..... | −0.0085 | 1.0818 | 0.5737 | 0.612 | 14.2 |
| 45..... | −0.0179 | 1.1228 | 0.4467 | 0.484 | 13.7 |
| 50..... | −0.0230 | 1.1454 | 0.3546 | 0.383 | 15.3 |

CUADRO 95. ESTIMACIÓN DE LOS PERÍODOS DE REFERENCIA PARA LAS PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA OBTENIDAS DE DATOS SOBRE ORFANDAD MATERNA USANDO EL MÉTODO BASADO EN REGRESIÓN BOLIVIA, 1975

| *Edad n* (1) | *Proporción con madre viva S(n-5)* (2) | *Indicador del tiempo de exposición M+n-2,5* (3) | *Función standard Z(M+n-2,5)* (4) | *Función de corrección u(n)* (5) | *Período de referencia*[a] *t(n)* (6) | *Fecha de referencia* (7) | *Nivel de mortalidad Oeste* (8) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 20..... | 0.9252 | 46.3 | 0.152 | 0.1194 | 7.7 | 1967.9 | 18.7 |
| 25..... | 0.8807 | 51.3 | 0.209 | 0.1600 | 9.5 | 1966.1 | 18.2 |
| 30..... | 0.7896 | 56.3 | 0.279 | 0.1936 | 11.1 | 1964.5 | 16.2 |
| 35..... | 0.6915 | 61.3 | 0.361 | 0.2314 | 12.5 | 1963.1 | 15.1 |
| 40..... | 0.5737 | 66.3 | 0.458 | 0.2661 | 13.8 | 1961.8 | 14.2 |
| 45..... | 0.4467 | 71.3 | 0.576 | 0.3007 | 14.9 | 1960.7 | 13.7 |
| 50..... | 0.3546 | 76.3 | 0.714 | 0.3618 | 15.2 | 1960.4 | 15.3 |

[a] Número de años antes de la encuesta que definen las fechas de referencia de las estimaciones de supervivencia.

obtienen interpolando linealmente entre los valores del cuadro 88. Por ejemplo, $Z(66,3)$ se obtiene así:

$$Z(66.3) = 0.7Z(66) + 0.3Z(67) =$$

$$0.7(0.452) + 0.3(0.473) = 0.458$$

Como los valores que figuran en el cuadro 88 no cubren el tramo de edad de 76 a 77, para calcular $Z(76,3)$ se usó la extrapolación lineal. En la columna (4) del cuadro 95 figura el conjunto completo de valores de $Z(x)$. Usando la ecuación (B.12) y esos valores como insumo, se calcula el conjunto de valores $u(n)$. Por ejemplo,

$$u(40) = 0.3333 \ln S(35) + Z(66.3) + 0.0037(27.0 - 28.8)$$

$$= 0.3333 \ln (0.5737) + 0.458 - 0.0067$$

$$= 0.2661,$$

de tal modo que

$$t(40) = (37.5)(1.0 - 0.2661)/2.0 = 13.8$$

El conjunto completo de valores de $t(n)$, número de años antes de la encuesta que definen la fecha de referencia de cada estimación de supervivencia, se presenta en la columna (6) del cuadro 95. Como la fecha de referencia de la encuesta es 1975,6, esas estimaciones de $t(n)$ pueden transformarse en fechas por sustracción, mostrándose los resultados en la columna (7) del cuadro 95. Los niveles de mortalidad Oeste implícitos en cada estimación de supervivencia también figuran en el cuadro 95 para facilitar comparaciones y su evaluación. Nótese que, como ya se señaló en la subsección B.2 *b*) iii), el ritmo del cambio de la mortalidad que implican esas estimaciones entre 1960 y 1966 resulta poco plausible por su rapidez. También es claro que la mortalidad relativamente baja asociada a los valores de $n$ de 20, 25 y 50 es sospechosa, la relativa a los 50 años porque no se ajusta a la tendencia del resto, y las que se refieren a 20 y 25 porque suponen una disminución bastante importante en la mortalidad desde mediados de 1964 a 1966, en comparación con una baja moderada en años anteriores. Es muy probable que las estimaciones de supervivencia para valores de $n$ de 20 y 25 estén sesgadas positivamente por el efecto de adopción y que la probabilidad de supervivencia para $n$ igual a 50 esté distorsionada tanto por exageración de la edad de los informantes como por declaraciones erróneas sobre la supervivencia materna.

d) *Utilización de datos de dos encuestas*

Uno de los problemas con que se tropieza al estimar probabilidades de supervivencia de adultos con datos sobre la supervivencia de los padres es que si la mortalidad ha estado cambiando, las estimaciones obtenidas se refieren a un período bastante distante en el pasado. Este problema puede evitarse si existe información sobre orfandad proveniente de dos censos o encuestas distantes cinco o 10 años entre sí, ya que entonces es posible identificar en el segundo recuento las cohortes del primero, y estimar así probabilidades de supervivencia relativas al período entre recuentos a partir de la estimación de las proporciones de personas con madre o padre vivo en una cohorte hipotética. El procedimiento sugerido supone que la migración no es selectiva por condición de orfandad y que no hay relación entre la mortalidad de los informantes y la de sus madres. Si el período entre recuentos no es múltiplo de cinco años, bajo ciertas circunstancias es posible estimar un conjunto de proporciones de no huérfanos para el período requerido, ya sea interpolando o extrapolando entre los datos disponibles.

i) *Datos requeridos*

Para aplicar este método se necesitan los datos siguientes:

*a*) Proporción de informantes con madre viva, en cada grupo quinquenal de edad (de $n$ a $n + 4$) para dos momentos distantes cinco o 10 años entre sí, que se denota por $S(n, 1)$ para la primera encuesta y $S(n, 2)$ para la segunda;

*b*) Número de nacimientos en un año clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre a partir de una de las encuestas o censos (y preferiblemente a partir de ambos) o para algún año del período entre recuentos.

ii) *Procedimiento de cálculo*

En seguida se presentan los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de la edad media a la maternidad.* Véase la descripción del paso 1 en la subsección B.2 *b*) ii). Si se dispone de los datos requeridos a partir de ambas fuentes, se puede calcular $M$ a partir de ambas, y

usar el promedio en el análisis. Si los datos necesarios están disponibles sólo a partir de una de las fuentes consideradas o sólo para algún punto intermedio, puede usarse el valor de $M$ obtenido para ese punto.

*Paso 2: cálculo de las proporciones de personas con madre (o padre) viva para una cohorte hipotética.* El concepto de cohorte hipotética ya ha sido examinado y su uso ha sido discutido en los capítulos II y III. El procedimiento que se sigue para calcular las proporciones de personas con madre (o padre) viva en una cohorte hipotética depende de la longitud del intervalo entre recuentos, que se designa por $T$. El valor de $T$ debe ser múltiplo de cinco, para que los supervivientes de un grupo quinquenal de edad en la primera fuente puedan identificarse como pertenecientes a un grupo quinquenal en la segunda. Si se denota por $S(n, 1)$ la proporción de personas en el grupo de edad $n$ a $n + 4$ cuya madre vivía aún al momento del primer recuento y por $S(n + T, 2)$ la proporción equivalente en el segundo, entonces $S(n + T, 2)$ es la proporción de no huérfanos en la segunda fuente entre los supervivientes de aquellos cuya proporción de no huérfanos en la primera encuesta era $S(n, 1)$. Utilizando esta notación, y suponiendo que $T$ es un múltiplo de cinco, las proporciones de personas no huérfanas en una cohorte hipotética sujeta únicamente a la mortalidad experimentada durante el período entre recuentos se denota por $S(n, s)$ y se calcula como sigue:

$$S(n,s) = S(n,s) \text{ para } n<T \qquad \text{(B.14)}$$

$$S(n,s) = S(n - T,s)\, S(n,2)/S(n - T,1) \text{ para } n \geq T \qquad \text{(B.15)}$$

*Paso 3: cálculo de las probabilidades de supervivencia.* Una vez calculadas las proporciones de no huérfanos en la cohorte hipotética, las probabilidades de supervivencia se obtienen de ellas y de la edad media a la maternidad, $M$, estimada en el paso 1 usando tanto el método de Brass como el basado en regresión (véase subsecciones B.2 b) ii) y B.2 c) ii)). Las probabilidades de supervivencia obtenidas de los datos de la cohorte hipotética reflejan los niveles de mortalidad adulta durante el período entre recuentos, por lo que no hay necesidad en este caso de estimar el período de tiempo, $t(n)$, al que se refiere cada estimación.

iii) *Un ejemplo detallado*

La única diferencia en las aplicaciones que se describieron anteriormente y el método que usa datos de dos censos o encuestas estriba en el cálculo de las proporciones de personas con madre viva en una cohorte hipotética. Así, en el cuadro 96 figura un ejemplo construido para ilustrar cómo calcular tales proporciones (paso 2). La columna (3) muestra las proporciones de no huérfanos en la primera encuesta, clasificados por grupos quinquenales de edad; y la columna (4) presenta las correspondientes proporciones en la segunda encuesta.

En la columna (5) figuran las proporciones de no huérfanos en la cohorte hipotética cuando el período entre recuentos es de cinco años. A título de ejemplo, el valor del grupo de edad 15 a 19, 0,835, se obtiene como sigue (con las ecuaciones (B.14) y (B.15)):

$$S(15, s) = 0.914(0.805/0.881) = 0.835$$

Puede mencionarse que este valor también se obtiene de:

$$S(15, s) = S(0, 2)S(5, 2)S(10, 2)S(15, 2)/$$

$$S(0, 1)S(5, 1)S(10, 1) =$$

$$(0.970)(0.935)(0.895)(0.805)/$$

$$(0.960)(0.925)(0.881) = 0.835$$

La columna (6) muestra las proporciones de personas con madre viva en la cohorte hipotética cuando el período entre encuestas es de diez años. El valor del grupo de 20 a 24 años, 0,739, se obtiene como sigue (a partir de las ecuaciones (B.14) y (B.15)):

$$S(20, s) = S(10, s)S(20, 2)/S(10, 1) =$$

$$(0.904)(0.720/0.881) = 0.739$$

CUADRO 96. CÁLCULO DE LAS PROPORCIONES DE PERSONAS CON MADRE VIVA EN UNA COHORTE HIPOTÉTICA, EJEMPLO TEÓRICO

| | | *Proporciones de personas con madre viva* | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | | | *Entre encuestas, S(n, s)* | |
| *Grupo de edad* (1) | *Edad n* (2) | *Primera encuesta S(n, 1)* (3) | *Segunda encuesta S(n, 2)* (4) | *Intervalo quinquenal* (5) | *Intervalo decenal* (6) |
| 0-4 | 0 | 0.960 | 0.970 | 0.970[a] | 0.970[a] |
| 5-9 | 5 | 0.925 | 0.935 | 0.945 | 0.935[a] |
| 10-14 | 10 | 0.881 | 0.895 | 0.914 | 0.904 |
| 15-19 | 15 | 0.790 | 0.805 | 0.835 | 0.814 |
| 20-24 | 20 | 0.692 | 0.720 | 0.761 | 0.739 |
| 25-29 | 25 | 0.574 | 0.605 | 0.666 | 0.623 |
| 30-34 | 30 | 0.447 | 0.474 | 0.550 | 0.506 |
| 35-39 | 35 | 0.355 | 0.387 | 0.476 | 0.420 |
| 40-44 | 40 | 0.223 | 0.274 | 0.367 | 0.310 |
| 45-49 | 45 | 0.109 | 0.159 | 0.262 | 0.188 |

[a] Proporciones tomadas directamente de la segunda encuesta.

También aquí el valor puede obtenerse de

$$S(20, s) = S(0, 2)S(10, 2)S(20, 2)/S(0, 1)S(10, 1)$$

$$= (0.970)(0.895)(0.720)/(0.960)(0.881) = 0.739$$

Estimaciones de las probabilidades de supervivencia de adultos para el período entre las encuestas, que toman en cuenta cambios tanto en la mortalidad como en la fecundidad (cuando $M$ se calcula con datos del comienzo y final de período entre recuentos) pueden obtenerse ahora aplicando el método de Brass o el basado en regresión a las proporciones de personas con madre viva en la cohorte hipotética (véanse subsecciones B.2 *b*) ii) y B.2 *c*) ii)).

### 3. *Estimación de la supervivencia de adultos basada en las proporciones de viudos*

a) *Fundamento y justificación del método*

Las proporciones de personas que han estado casadas alguna vez y cuyo primer cónyuge vivía aún al momento de la entrevista, clasificadas por edad, pueden usarse para estimar probabilidades de supervivencia adulta del mismo modo que las proporciones de no huérfanos. En el caso de viudez, existe además la posibilidad de clasificar a los informantes según duración del matrimonio o, más especificamente, según tiempo transcurrido desde la primera unión. Para asegurar que haya sólo una persona sujeta al riesgo de morir por cada informante y para reducir al mínimo los problemas suscitados por las segundas nupcias, los datos recogidos deben referirse sólo a la supervivencia del primer cónyuge de cada informante. Por ello, la medida de duración requerida es el tiempo transcurrido desde la primera unión del informante. La clasificación de los datos por duración del primer matrimonio presenta la ventaja metodológica de establecer directamente la duración de la exposición al riesgo de morir del cónyuge, y puede tener ventajas prácticas muy reales en algunas partes del mundo, donde la duración del matrimonio se declara con mayor precisión que la edad. Cuando los datos se clasifican por edad, la duración de exposición al riesgo de morir tiene que estimarse a partir de la edad del informante y de una medida de la edad promedio de los informantes al iniciar su primera unión.

La estimación de la mortalidad adulta en base a información sobre la incidencia de viudez tiene varias ventajas respecto de la basada en la incidencia de orfandad. Como sólo se están considerando primeras uniones, en todos los casos habrá sólo un informante para cada persona objeto de estudio. Además, es poco probable que algún tipo de "adopción" afecte a esta clase de datos, por lo que se espera que aun las proporciones de no viudos para períodos de exposición cortos produzcan estimaciones aceptables de supervivencia referentes a períodos más bien recientes que, por lo general, son los de mayor interés. Por último, la experiencia sugiere que como la información más fidedigna sobre la supervivencia del primer cónyuge es la que suministran las mujeres, estos métodos proporcionan una herramienta adecuada para estimar la mortalidad de los varones adultos, cuya estimación con datos sobre orfandad paterna es más bien débil tanto desde el punto de vista metodológico como por motivos relacionados con la calidad de los datos.

Sin embargo, los métodos de estimación basados en datos sobre viudez comparten varios de los inconvenientes propios de los que se basan en orfandad. Una vez más, el universo al que se refieren las probabilidades de supervivencia estimadas no es toda la población adulta, en este caso, se refieren sólo a la proporción que ha contraído matrimonio alguna vez. Claro que en países donde la norma es que casi todo mundo se case, es poco probable que los sesgos que puedan introducirse al suponer que los riesgos de morir entre los célibes son similares a los estimados para los que se han casado alguna vez sean significativos. Un segundo inconveniente de métodos basados en viudez es que suponen que tanto la mortalidad como la nupcialidad se han mantenido constantes en el pasado reciente y que la supervivencia del informante es independiente de la de su cónyuge, hipótesis que probablemente no se cumplen estrictamente en la prática. Además, una desventaja específica de los datos de viudez clasificados por edad es que la duración de la exposición al riesgo de morir del primer cónyuge de un informante tiene que estimarse a partir de la edad del informante y de una medida sumaria de la edad a la primera unión, lo que implica un grado más de aproximación. Finalmente, en términos de calidad de los datos, es probable que en casos en que el informante haya contraído segundas nupcias y comparta un hogar con el nuevo cónyuge sea difícil obtener información fidedigna sobre la supervivencia del primero.

Es poco lo que el analista puede hacer para minimizar los efectos negativos de tales problemas sobre las estimaciones finales de supervivencia. Con respecto a la calidad de los datos, obviamente es importante asegurar que el entrevistador comprenda los conceptos usados para así evitar errores relativos a la duración de la unión o a la identidad del cónyuge cuya supervivencia es de interés. La necesidad de que la mortalidad haya permanecido constante puede soslayarse gracias a Brass y Bamgboye[12], que han propuesto un método para estimar la referencia temporal de las probabilidades de supervivencia obtenidas de datos sobre viudez. Claro está, la tendencia de la mortalidad supuesta al obtener estimaciones del período de referencia no representa todas las posibles pautas de cambio, pero es bastante general como para hacer uso de ella en casi todos los casos.

La hipótesis de que la nupcialidad ha permanecido constante puede aminorarse si las edades medias tanto de los informantes como de sus cónyuges al inicio de la primera unión se estiman para cada grupo de edad o duración del matrimonio por separado. En tal caso, los valores de $SMAM_m$ y $SMAM_f$ que aparecen en las ecuaciones (B.17) a (B.26) deben sustituirse por valores de los mismos parámetros que varíen con la edad o la duración de la unión de los informantes. Esta variante

[12] W. Brass y E.A. Bamgboye, *op. cit.*

puede aplicarse si se dispone de datos fiables sobre historias de nupcialidad de la población que se estudia.

Para concluir señalamos que los métodos de viudez presentados en el presente capítulo constituyen revisiones recientes de los procedimientos propuestos por primera vez por Hill[13] y revisados después por Hill y Trussell[14].

b) *Datos sobre viudez clasificados por edad*

i) *Datos requeridos*

Este método busca estimar las probabilidades masculinas (femeninas) de sobrevivir desde los 20 hasta los $n$ años a partir de los siguientes datos:

*a*) Las edades medias de los solteros al contraer matrimonio para hombres ($SMAM_m$) y mujeres ($SMAM_f$). Para una descripción sobre cómo estimar esas edades a partir de las proporciones de solteros clasificados por edad, véase el anexo I. Para calcular las proporciones de solteros en cada grupo de edad, los datos básicos necesarios son: población total masculina (femenina), y población masculina (femenina) soltera, ambas clasificadas por grupos quinquenales de edad;

*b*) La proporción de mujeres (hombres) que han estado casados alguna vez y cuyo primer marido (mujer) vivía aún al momento de la entrevista clasificados por grupos quinquenales de edad. La proporción de informantes comprendidos entre las edades $n$ y $n + 4$ con primer cónyuge vivo se denota por $NW(n)$. Adviértase que el conjunto de proporciones de no viudos, $NW(n)$, puede calcularse a partir de cualquier par de los siguientes tipos de datos: *a*) número de informantes cuyo primer cónyuge vivía aún al momento de la entrevista clasificados por grupos quinquenales de edad; *b*) número de informantes cuyo primer cónyuge había fallecido clasificados por grupos quinquenales de edad; y *c*) número total de informantes que habían contraído matrimonio alguna vez y para los cuales se conocía la situación de supervivencia del primer cónyuge, también clasificados por grupos quinquenales de edad. Como la categoría *c*) debe ser igual a la suma de las dos primeras, es importante excluir de ella a todos los informantes que no sabían o que no declararon la situación de supervivencia de su primer cónyuge.

ii) *Procedimiento de cálculo*

Seguidamente se describen los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de las proporciones de informantes con primer cónyuge vivo.* La proporción de informantes femeninos (masculinos) no viudos en el grupo de edad $n$ a $n + 4$, denotada por $NW(n)$, es igual al cociente de informantes femeninos (masculinos) en el grupo de edad $n$ a $n + 4$ cuyo primer marido (mujer) vivía aún al momento de la entrevista respecto del número total de informantes femeninos (masculinos) casados alguna vez con edades de $n$ a $n + 4$ años para los que se conoce la situación de supervivencia del primer marido (mujer). Como esta última cifra es igual a la suma de los informantes femeninos (masculinos) de $n$ a $n + 4$ años con primer marido (mujer) vivo y los del mismo grupo de edad con primer marido (mujer) fallecido, la disponibilidad de estas categorías de informantes es suficiente para calcular las proporciones deseadas.

Nótese que para estimar las probabilidades de supervivencia masculina, el método requiere que se conozcan las proporciones de mujeres no viudas, mientras que es necesario conocer las proporciones de varones no viudos para estimar las probabilidades de supervivencia femenina.

*Paso 2: cálculo de las edades medias de los solteros y de las solteras al momento de contraer matrimonio.* Para una descripción del procedimiento necesario para calcular la edad media de los solteros al casarse, $SMAM$, véase el anexo I. Valores de SMAM para hombres y para mujeres son necesarios para estimar las probabilidades de supervivencia ya sea masculina o femenina con datos sobre viudez clasificados por edad. Se usan subíndices $f$ y $m$ para distinguir los valores femeninos de los masculinos.

*Paso 3: cálculo de las probabilidades de supervivencia.* La relación entre las variables calculadas en los pasos anteriores y las probabilidades de supervivencia se estableció usando regresión para ajustar las ecuaciones siguientes:

$$l_m(n)/l_m(20) = a(n) + b(n)\,SMAM_f + c(n)\,SMAM_m + d(n)\,NW_f(n-5)$$

$$l_f(n)/l_f(20) = a(n) + b(n)\,SMAM_f + c(n)\,SMAM_m + d(n)\,NW_m(n) \qquad \text{(B.16)}$$

a datos generados usando patrones modelo de mortalidad y nupcialidad (véase capítulo I). En los cuadros 97 y 98 se presentan, para cada valor de $n$, los coeficientes estimados, $a(n)$, $b(n)$, $c(n)$ y $d(n)$. También figura en ambos cuadros la ecuación de estimación que se usará en cada caso. Téngase en cuenta que, como indica el cuadro 97, las probabilidades de supervivencia masculina se estiman usando como insumo las proporciones de mujeres no viudas, mientras que según el cuadro 98 las probabilidades de supervivencia femenina se estiman a partir de las proporciones observadas de varones no viudos.

*Paso 4: cálculo del número de años antes de la encuesta que definen las fechas de referencia de las probabilidades de supervivencia.* Cuando la mortalidad ha estado cambiando regularmente (es decir, cuando puede suponerse que el cambio es lineal en la escala logito durante los 15 ó 20 años anteriores a la encuesta, pueden calcularse estimaciones del tiempo, denotado por $t(n)$, al que se refiere cada una de las probabilidades de

[13] K. Hill, "Estimating adult mortality levels from information on widowhood", *Population Studies*, vol. XXXI, No. 1 (marzo de 1977), págs. 75 a 84.

[14] K. Hill y J. Trussell, *loc. cit.*

CUADRO 97. COEFICIENTES PARA ESTIMAR LAS PROBABILIDADES CONDICIONALES DE SUPERVIVENCIA MASCULINA EN BASE A DATOS SOBRE LA SITUACIÓN DE VIUDEZ DE MUJERES

| Edad n (1) | Coeficientes a(n) (2) | b(n) (3) | c(n) (4) | d(n) (5) |
|---|---|---|---|---|
| 25..... | 0.1082 | −0.00209 | 0.00072 | 0.9136 |
| 30..... | −0.0284 | −0.00465 | 0.00157 | 1.0822 |
| 35..... | −0.0159 | −0.00638 | 0.00253 | 1.0831 |
| 40..... | 0.0041 | −0.00784 | 0.00395 | 1.0596 |
| 45..... | 0.0152 | −0.00953 | 0.00611 | 1.0324 |
| 50..... | 0.0087 | −0.01189 | 0.00925 | 1.0144 |
| 55..... | −0.0169 | −0.01515 | 0.01353 | 1.0111 |
| 60..... | −0.0590 | −0.01940 | 0.01880 | 1.0291 |

Ecuación de estimación:

$$l_m(n)/l_m(20) = a(n) + b(n)SMAM_f + c(n)SMAM_m + d(n)NW_f(n-5)$$

CUADRO 98. COEFICIENTES PARA ESTIMAR LAS PROBABILIDADES CONDICIONALES DE SUPERVIVENCIA MASCULINA EN BASE A DATOS SOBRE LA SITUACIÓN DE VIUDEZ DE HOMBRES

| Edad n (1) | Coeficientes a(n) (2) | b(n) (3) | c(n) (4) | d(n) (5) |
|---|---|---|---|---|
| 25..... | −0.0208 | 0.00052 | −0.00137 | 1.0451 |
| 30..... | −0.2135 | 0.00104 | −0.00329 | 1.2791 |
| 35..... | −0.1896 | 0.00162 | −0.00492 | 1.2884 |
| 40..... | −0.1290 | 0.00236 | −0.00624 | 1.2483 |
| 45..... | −0.0713 | 0.00340 | −0.00742 | 1.2005 |
| 50..... | −0.0327 | 0.00502 | −0.00860 | 1.1590 |
| 55..... | −0.0139 | 0.00749 | −0.01019 | 1.1297 |

Ecuación de estimación:

$$l_f(n)/l_f(20) = a(n) + b(n)SMAM_f + c(n)SMAM_m + d(n)NW_m(n)$$

supervivencia obtenidas en el paso anterior, usando las ecuaciones siguientes:

$$u_m(n) = 0.3333 \ln NW_f(n-5) + Z(SMAM_m + n - 2.5 - SMAM_f) + 0.0037(27.0 - SMAM_m) \quad \text{(B.17)}$$

$$t_m(n) = (n - 2.5 - SMAM_f)(1.0 - u_m(n))/2.0 \quad \text{(B.18)}$$

o

$$u_f(n) = 0.3333 \ln NW_m(n) + Z(SMAM_f + n + 2.5 - SMAM_m) + 0.0037(27.0 - SMAM_f) \quad \text{(B.19)}$$

$$t_f(n) = (n + 2.5 - SMAM_m)(1.0 - u_f(n))/2.0 \quad \text{(B.20)}$$

Las ecuaciones (B.17) y (B.18) se usan cuando las probabilidades de supervivencia estimadas se refieren a varones, y las ecuaciones (B.19) y (B.20) cuando se trata de mujeres. Adviértase que la forma de los pares de ecuaciones es esencialmente la misma, con los subíndices $m$ y $f$ intercambiados. En ambos casos (varones y mujeres), se usa la cantidad $n - 2{,}5 - SMAM$ como un indicador de la duración promedio de la primera unión de los informantes de $n$ a $n + 4$ años de edad, y los valores de la función standard $Z(x)$ se obtienen interpolando linealmente entre los que figuran en el cuadro 88. Tal como muestra el ejemplo detallado, el uso de esas ecuaciones es sencillo; y las estimaciones temporales que arrojan, aunque no son exactas, constituyen indicadores adecuados de los períodos de referencia de las probabilidades de supervivencia cuando el cambio de la mortalidad ha sido regular y suave.

iii) *Un ejemplo detallado*

Se considera ahora el caso de mujeres que han estado casadas alguna vez y sobre quienes se obtuvo información sobre la situación de supervivencia del primer esposo durante la Encuesta Demográfica Nacional de Bolivia, realizada entre el 15 de junio y el 31 de octubre de 1975[15]. Los datos recogidos por esa encuesta ya se usaron para ilustrar la aplicación del método de estimación basado en datos sobre orfandad.

A continuación figuran los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de las proporciones de informantes con primer cónyuge vivo.* El cuadro 99 muestra los datos recogidos por la encuesta y las proporciones de mujeres casadas alguna vez cuyos maridos vivían aún al momento de la entrevista, $NW_f(n)$. Para calcular esas proporciones, el denominador usado es el número de mujeres casadas alguna vez y no el total de mujeres. No hubo casos de no respuesta. Los valores $NW_f(n)$ que figuran en la columna (4) se obtienen dividiendo el número de mujeres con el primer marido fallecido (que aparece en la columna (3) del cuadro 99) entre el número de mujeres casadas alguna vez que declararon la situación de supervivencia de su primer marido (listado en la columna (2)) y restando el resultado de 1,0. Así, $NW_f(25)$ se calcula como sigue:

$$NW_f(25) = 1.0 - (41/1{,}515) = 1.0 - 0.0271 = 0.9729$$

[15] K. Hill, H. Behm y A. Soliz, *op. cit.*

CUADRO 99. POBLACIÓN FEMENINA CASADA ALGUNA VEZ Y NÚMERO DE MUJERES CUYO PRIMER MARIDO MURIÓ ANTES DEL MOMENTO DE LA ENTREVISTA, POR GRUPOS DE EDAD, BOLIVIA, 1975

| *Grupo de edad* (1) | *Población femenina casada alguna vez* (2) | *Mujeres cuyo primer marido había fallecido* (3) | *Proporción de no viudas (informantes femeninas)* (4) |
|---|---|---|---|
| 20-24 | 1 187 | 24 | 0.9798 |
| 25-29 | 1 515 | 41 | 0.9729 |
| 30-34 | 1 276 | 62 | 0.9514 |
| 35-39 | 1 494 | 124 | 0.9170 |
| 40-44 | 1 115 | 141 | 0.8735 |
| 45-49 | 1 202 | 217 | 0.8195 |
| 50-54 | 774 | 228 | 0.7054 |
| 55-59 | 612 | 213 | 0.6520 |

*Paso 2: cálculo de la edad media de los solteros y de las solteras al momento de contraer matrimonio.* Para una explicación detallada de cómo calcular los valores necesarios de $SMAM$, véase anexo I. En el caso de Bolivia en 1975, tales valores son: $SMAM_m = 25{,}3$ años; y $SMAM_f = 23{,}2$ años.

*Paso 3: cálculo de las probabilidades de supervivencia masculina.* Usando los coeficientes que figuran en el cuadro 97 y aplicando la versión de la ecuación (B.16) que aparece en ese cuadro con $SMAM_f = 23{,}2$ años, $SMAM_m = 25{,}3$ años, y las proporciones observadas de no viudos, $NW_f(n)$, se obtienen las probabilidades de supervivencia listadas en la columna (6). A título de ejemplo, a continuación se calcula $l_m(50)/l_m(20)$:

$$l_m(50)/l_m(20) = 0.0087 - 0.01189(23.2) + 0.00925\,(25.3)$$
$$+ 1.0144\,(0.8195)$$
$$= 0.798$$

En el cuadro 100 (columna (7)) también figura el nivel de mortalidad a que corresponde cada probabilidad estimada de supervivencia en la familia Oeste de las tablas modelo de Coale y Demeny. Tales niveles se obtienen interpolando linealmente entre los valores que figuran en el cuadro 226 (véase anexo VII). En el paso 3 de la subsección B.2 *b*) iii) se ofrece un ejemplo detallado del procedimiento de interpolación usado.

*Paso 4: cálculo del número de años antes de la encuesta que definen las fechas de referencia de las probabilidades de supervivencia masculina.* Como se está estimando la supervivencia masculina, se usan las ecuaciones (B.17) y (B.18) para calcular el período de referencia, denotado por $t(n)$. El cuadro 101 muestra la información necesaria y algunos de los resultados intermedios. Las proporciones observadas de mujeres que no han enviudado, $NW_f(m - 5)$, figuran en la columna (2); y los valores de $(SMAM_m + n - 2{,}5 - SMAM_f)$ para cada $n$ se denotan por $x_m(n)$ y se presentan en la columna (3). La función $Z$ se calcula para cada uno de esos valores $x_m(n)$ interpolando en el cuadro 88. Téngase presente que los datos para el primer valor de $n$, 25, se han excluido del cuadro 101 porque los valores tabulados de $Z$ no abarcan el valor de $x(25) = 25{,}6$; y aunque es posible extrapolar, lleva a una estimación de $t(25)$ que es negativa, resultado claramente inaceptable. No obstante, tal resultado indica que en una población donde la edad media de las mujeres solteras al contraer matrimonio es 23 y la de los varones solteros es 25, es casi seguro que una estimación de la probabilidad masculina de sobrevivir desde los 20 hasta los 25 años obtenida a partir de las declaraciones de mujeres casadas alguna vez de 20 a 24 años sea bastante

CUADRO 100. ESTIMACIÓN DE LAS PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA MASCULINA A PARTIR DE INFORMACIÓN SOBRE SUPERVIVENCIA DEL PRIMER MARIDO, BOLIVIA, 1975

| *Grupo de edad* (1) | *Edad n* (2) | *Valor intermedio a(n)+b(n)(23,2) +c(n)(25,3)* (3) | *Coeficiente d(n)* (4) | *Proporción de no viudas* $NW_f(n\text{-}5)$ (5) | *Probabilidad de supervivencia de varones adultos* $l_m(n)/l_m(20)$ (6) | *Nivel de mortalidad Oeste* (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 20-24 | 25 | 0.0779 | 0.9136 | 0.9798 | 0.973 | 14.3 |
| 25-29 | 30 | −0.0966 | 1.0822 | 0.9729 | 0.956 | 16.3 |
| 30-34 | 35 | −0.0999 | 1.0831 | 0.9514 | 0.931 | 16.6 |
| 35-39 | 40 | −0.0779 | 1.0596 | 0.9170 | 0.894 | 15.7 |
| 40-44 | 45 | −0.0513 | 1.0324 | 0.8735 | 0.850 | 15.4 |
| 45-49 | 50 | −0.0331 | 1.0144 | 0.8195 | 0.798 | 15.3 |
| 50-54 | 55 | −0.0261 | 1.0111 | 0.7054 | 0.687 | 13.3 |
| 55-59 | 60 | −0.0334 | 1.0291 | 0.6520 | 0.638 | 14.7 |

CUADRO 101. ESTIMACIÓN DE LOS PERÍODOS DE REFERENCIA PARA LAS PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA MASCULINA OBTENIDAS CON INFORMACIÓN SOBRE SUPERVIVENCIA DEL PRIMER MARIDO, BOLIVIA, 1975

| *Edad n* (1) | *Proporción de no viudas* $NW_f(n\text{-}5)$ (2) | *Indicador del tiempo de exposición* $x_m(n)$ (3) | *Función standard* $Z_m(x)$ (4) | *Función de corrección* $u_m(n)$ (5) | *Período de referencia*[a] $t_m(n)$ (6) | *Fecha de referencia* (7) | *Nivel de mortalidad Oeste* (8) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 30 | 0.9729 | 29.6 | 0.090 | 0.0871 | 2.0 | 1973.6 | 16.3 |
| 35 | 0.9514 | 34.6 | 0.091 | 0.0807 | 4.3 | 1971.3 | 16.6 |
| 40 | 0.9170 | 39.6 | 0.102 | 0.0794 | 6.6 | 1969.0 | 15.7 |
| 45 | 0.8735 | 44.6 | 0.135 | 0.0962 | 8.7 | 1966.9 | 15.4 |
| 50 | 0.8195 | 49.6 | 0.189 | 0.1289 | 10.6 | 1965.0 | 15.3 |
| 55 | 0.7054 | 54.6 | 0.253 | 0.1430 | 12.6 | 1963.0 | 13.3 |
| 60 | 0.6520 | 59.6 | 0.331 | 0.1947 | 13.8 | 1961.8 | 14.7 |

[a] Número de años antes de la encuesta que definen las fechas de referencia de las estimaciones de supervivencia.

deficiente, ya que una proporción apreciable de las mujeres de ese grupo de edad todavía no se ha casado y la exposición media de sus maridos al riesgo de morir es relativamente breve. Tal indicación se ve corroborada, en este caso, por el hecho de que el nivel de mortalidad asociado con $l_m(25)/l_m(20)$ claramente no es consistente con las estimaciones subsiguientes (véase cuadro 100).

Volviendo al cálculo de $Z(x)$, se muestra el procedimiento seguido en el caso de $n = 45$. En primer lugar:

$$x_m(45) = 25.3 + 45.0 - 2.5 - 23.2 = 44.6$$

además:

$$Z_m(44.6) = 0.4(0.130) + 0.6(0.139) = 0.135$$

Por lo tanto, usando la ecuación (B.17),

$$u_m(45) = 0.3333 \ln NW_f(40) + Z(44.6) + 0.0037(1.7)$$
$$= 0.3333 \ln (0.8735) + 0.135 + 0.0063$$
$$= 0.0962$$

y según la ecuación (B.18),

$$t_m(45) = (45.0 - 2.5 - 23.2)(1.0 - 0.0962)/2.0$$
$$= (9.65)(0.9038) = 8.7$$

Esto es, la estimación de $l_m(45)/l_m(20)$, que corresponde a un nivel de mortalidad Oeste de 15,4 se refiere aproximadamente a 8,7 años antes de la encuesta, y como esta última tiene como fecha de referencia 1975,6 (véase paso 4 de la subsección B.2 *b*) iii)), la fecha de referencia para $l_m(45)/l_m(20)$ es finales de 1966, tal como se indica en la columna (7) del cuadro 101.

Los niveles de mortalidad asociados con las probabilidades de supervivencia obtenidas en el paso anterior figuran en la columna (8) del cuadro 101 para permitir una rápida evaluación de los resultados logrados. Conviene señalar que, excluyendo la última estimación ($l_m(60)/l_m(20)$), la tendencia de la mortalidad adulta que siguen las otras estimaciones parece rápida pero no imposible, implicando una ganancia de unos tres niveles de mortalidad (o aproximadamente 7,5 años en la esperanza de vida) durante 10 años, más o menos. Si la estimación asociada con $l_m(55)/l_m(20)$, que se refiere aproximadamente a 1963, también se descarta, la mejora en la mortalidad adulta resulta más modesta (del orden de un nivel) y quizá algo más plausible. Por desgracia, los niveles de mortalidad que se refieren a períodos comparables con los ya estimados para Bolivia a partir de datos sobre orfandad materna (véanse cuadros 92 y 95) no son consistentes con los segundos, y aunque se refieren a sexos diferentes (las estimaciones de orfandad atañen a la mortalidad femenina, mientras que las obtenidas aquí corresponden a varones), la falta de consistencia observada sugiere que al menos uno de esos conjuntos de estimaciones puede ser deficiente. Aunque en esta etapa parece más probable que, debido a la tendencia que implican, las estimaciones derivadas de información sobre orfandad sean el conjunto deficiente, se requiere mayor información para emitir una evaluación definitiva.

c) *Datos de viudez clasificados por duración del primer matrimonio*

i) *Datos requeridos*

Las probabilidades masculinas (o femeninas) de sobrevivir entre los 20 y los $n$ años también pueden estimarse en base a datos sobre supervivencia del primer cónyuge tabulados por duración del matrimonio (medida como el tiempo transcurrido desde la primera unión). A continuación se indican los datos específicos que se necesitan para aplicar esta variante del método:

*a*) La edad media de los solteros al momento de contraer matrimonio, *SMAM*, para varones (mujeres). Esta edad se estima a partir de la proporción de varones (mujeres) solteros en cada grupo quinquenal de edad. Para una descripción detallada del procedimiento usado para estimar la edad media de los solteros al momento de casarse, véase anexo I. Téngase presente que cuando los datos de viudez se clasifican por duración del primer matrimonio, sólo se necesita un valor de *SMAM* en cada caso: si la mortalidad masculina se está estimando con datos de informantes femeninos, sólo se requerirá el valor de *SMAM* para varones, y viceversa;

*b*) La proporción de mujeres (varones) casadas alguna vez cuyos primeros maridos (esposas) vivían aún al momento de la entrevista, clasificadas por grupos quinquenales de duración del matrimonio. Tales proporciones se denotan una vez más por $NW(k)$ donde $k$ representa ahora el límite inferior de cada grupo de duración, esto es, $NW(k)$ es la proporción de no viudos entre los informantes que se casaron por primera vez de $k$ a $k + 4$ años antes de la encuesta. Como en el caso de datos clasificados por edad, las proporciones de no viudos pueden calcularse a partir de cualquier par de los elementos siguientes: *a*) número de informantes cuyo primer cónyuge vivía aún al momento de la entrevista clasificados por grupos quinquenales de duración; *b*) número de informantes cuyo primer cónyuge había fallecido antes de la entrevista clasificados por grupos quinquenales de duración; *c*) número total de informantes casados alguna vez que declararon la situación de supervivencia de su primer cónyuge, clasificados por grupos quinquenales de duración. Como la categoría *c*) debe ser la suma de las dos primeras, es importante excluir a todos los informantes que no conocieran o declararan la situación de supervivencia de su primer cónyuge.

ii) *Procedimiento de cálculo*

A continuación se describen los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de las proporciones de mujeres (hombres) con primer cónyuge vivo.* La proporción de informantes femeninas (masculinos) no viudas en el grupo de duración de $k$ a $k + 4$, denotada por $NW(k)$, es igual al cociente del número de informantes femeninas (masculinos) casadas por primera vez entre $k$ y $k +$

4 años antes de la entrevista cuyo primer marido (esposa) vivía aún y del número total de informantes femeninas (masculinos) casadas alguna vez y en el mismo grupo de duración que declararon la situación de supervivencia de su primer marido (mujer).

Adviértase que las probabilidades de supervivencia masculina se estiman a partir de las proporciones de mujeres no viudas, mientras que las probabilidades de supervivencia femenina se estiman con las proporciones de varones no viudos.

*Paso 2: cálculo de la edad media de los solteros (solteras) al momento de contraer matrimonio.* El valor requerido de *SMAM* se calcula con arreglo al procedimiento que se describe en el anexo I. Téngase presente que ese valor de *SMAM* es el que corresponde al sexo para el cual se están estimando las probabilidades de supervivencia.

*Paso 3: cálculo de las probabilidades de supervivencia masculina (femenina).* Cuando se está estimando la mortalidad masculina, se establece la relación entre la probabilidad de sobrevivir desde los 20 años, por un lado, y la edad media de los varones solteros al momento de contraer matrimonio junto con la proporción de mujeres no viudas en un grupo dado de duración del matrimonio, por el otro, mediante la siguiente ecuación:

$$l_m(n)/l_m(20) = a(n) + b(n)\, SMAM_m + c(n)\, NW_f(n-25) \qquad \text{(B.21)}$$

donde $a(n)$, $b(n)$ y $c(n)$ son los coeficientes que figuran en el cuadro 102; y $NW_f(n-25)$ es la proporción de mujeres en el grupo de duración de $n-25$ a $n-21$ con primer marido superviviente. Como en el caso del método basado en datos clasificados por edad, los coeficientes de la ecuación (B.21) se estimaron usando regresión para ajustar esa ecuación a datos simulados usando patrones modelo de mortalidad y nupcialidad (véase capítulo I).

Para estimar las probabilidades de supervivencia femenina se usa una relación equivalente, a saber,

$$l_f(n)/l_f(20) = a(n) + b(n)\, SMAM_f + c(n)\, NW_m(n-25) \qquad \text{(B.22)}$$

CUADRO 102. COEFICIENTES PARA ESTIMAR LAS PROBABILIDADES CONDICIONALES DE SUPERVIVENCIA MASCULINA A PARTIR DE LA SITUACIÓN DE VIUDEZ DE INFORMANTES FEMENINAS, CLASIFICADAS POR DURACIÓN DEL MATRIMONIO

| Edad n (1) | Grupo de duración (2) | Coeficientes a(n) (3) | b(n) (4) | c(n) (5) |
|---|---|---|---|---|
| 25..... | 0-4 | −1.0084 | 0.00039 | 1.9989 |
| 30..... | 5-9 | −0.3214 | 0.00098 | 1.2976 |
| 35..... | 10-14 | −0.1990 | 0.00202 | 1.1503 |
| 40..... | 15-19 | −0.1695 | 0.00353 | 1.0849 |
| 45..... | 20-24 | −0.1798 | 0.00557 | 1.0477 |
| 50..... | 25-29 | −0.2187 | 0.00814 | 1.0278 |

Ecuación de estimación:

$$l_m(n)/l_m(20) = a(n) + b(n) SMAM_m + c(n) NW_f(n-25)$$

CUADRO 103. COEFICIENTES PARA ESTIMAR LAS PROBABILIDADES CONDICIONALES DE SUPERVIVENCIA FEMENINA A PARTIR DE LA SITUACIÓN DE VIUDEZ DE INFORMANTES MASCULINOS, CLASIFICADOS POR DURACIÓN DEL MATRIMONIO

| Edad n (1) | Grupo de duración (2) | Coeficientes a(n) (3) | b(n) (4) | c(n) (5) |
|---|---|---|---|---|
| 25..... | 0-4 | −1.2183 | 0.00141 | 2.1900 |
| 30..... | 5-9 | −0.3944 | 0.00147 | 1.3642 |
| 35..... | 10-14 | −0.2443 | 0.00184 | 1.2061 |
| 40..... | 15-19 | −0.2060 | 0.00279 | 1.1480 |
| 45..... | 20-24 | −0.2073 | 0.00428 | 1.1188 |
| 50..... | 25-29 | −0.2349 | 0.00639 | 1.1025 |

Ecuación de estimación:

$$l_f(n)/l_f(20) = a(n) + b(n) SMAM_f + c(n) NW_m(n-25)$$

donde la proporción de varones no viudos y la *SMAM* femenina reemplazan a la proporción de mujeres no viudas y a la SMAM masculina de la ecuación (B.21). Adviértase, sin embargo, que los coeficientes de regresión que hay que usar también cambian; los que figuran en el cuadro 102 se emplearán para estimar la supervivencia masculina, mientras que los que se listan en el cuadro 103 deberán emplearse al estimar las probabilidades de supervivencia femenina.

*Paso 4: cálculo del número de años antes de la encuesta que definen la fechas de referencia de las probabilidades de supervivencia masculina.* En los casos en que la mortalidad haya estado cambiando regularmente durante los 15 ó 20 años anteriores a la encuesta (esto es, cuando el cambio en la mortalidad haya sido aproximadamente lineal en la escala logito, pueden calcularse estimaciones del momento a que se refiere cada una de las probabilidades de supervivencia obtenidas en el paso anterior usando las ecuaciones siguientes:

$$u_m(n) = 0.3333 \ln NW_f(n-25) + Z(n - 22.5 + SMAM_m) + 0.0037(27 - SMAM_m) \qquad \text{(B.23)}$$

$$t_m(n) = (n - 22.5)(1.0 - u_m(n))/2.0 \qquad \text{(B.24)}$$

o

$$u_f(n) = 0.3333 \ln NW_m(n-25) + Z(n - 22.5 + SMAM_f) + 0.0037(27 - SMAM_f) \qquad \text{(B.25)}$$

$$t_f(n) = (n - 22.5)(1.0 - u_f(n))/2.0 \qquad \text{(B.26)}$$

Las ecuaciones (B.23) y (B.24) se usan cuando las probabilidades de supervivencia estimadas se refieren a varones, mientras que se emplean las ecuaciones (B.25) y (B.26) cuando se trata de mujeres. Téngase en cuenta que la forma de estos pares de ecuaciones es básicamente la misma, con los subíndices $m$ y $f$ intercambiados. En ambos casos (varones y mujeres), el valor $n - 22{,}5$ es el punto medio del grupo de duración al que pertenecen los informantes, y los valores de la función $Z(x)$ se obtienen interpolando linealmente entre los que figuran en el cuadro 88.

iii) *Un ejemplo detallado*

El uso de datos sobre la supervivencia del primer cónyuge clasificados por duración del matrimonio para estimar las probabilidades de supervivencia adulta se puede ilustrar utilizando datos recogidos por la Encuesta Demográfica Nacional efectuada en Panamá entre agosto y octubre de 1976. El cuadro 104 muestra los números de varones casados alguna vez clasificados según el tiempo transcurrido desde el primer matrimonio y según la supervivencia de la primera esposa. Las probabilidades de supervivencia que hay que estimar se refieren a mujeres. Adviértase que en el cuadro 104 el número de varones que declararon haber estado casados, pero que no sabían la duración de su matrimonio, constituía una proporción apreciable del total (ligeramente superior al 10%). Este nivel de no respuesta sugiere que los datos pueden no ser fiables: en un país donde casi el 10% de la población masculina que ha estado casada no declara o no conoce la duración de su matrimonio, es poco probable tanto que la duración sea declarada correctamente por el resto como que aquellos con duración desconocida tengan las mismas características que quienes sí la declararon. Un tratamiento posible para los casos de no respuesta es distribuirlos entre los distintos grupos de duración de acuerdo a las proporciones derivadas de los casos conocidos. Tal procedimiento se basa en la hipótesis de que, para una determinada supervivencia del primer cónyuge (vivo o fallecido), todas las personas tienen la misma probabilidad de no declarar la duración de su unión. Sin embargo, parece razonable suponer que es más probable que personas pertenecientes a uniones de mayor duración hayan olvidado la fecha en que comenzó la unión, por lo que tal vez sería aconsejable usar un procedimiento de redistribución menos simplista. Desgraciadamente tal procedimiento requeriría de un modelo sobre cómo varía la probabilidad de no declarar la fecha de la primera unión con respecto al tiempo transcurrido desde que comenzó tal unión. Como no se dispone de información sobre ese particular, la probabilidad de introducir sesgos sustanciales en los resultados finales usando modelos incorrectos es alta. En vista de tal posibilidad, parece más seguro ignorar completamente los casos de duración desconocida al estimar las probabilidades de supervivencia y tener presente su existencia sólo al interpretar los resultados finales.

A continuación se indica el procedimiento de cálculo para este ejemplo.

*Paso 1: cálculo de las proporciones de no viudos entre informantes masculinos.* El cuadro 104 muestra todas las categorías de datos que pueden derivarse de las respuestas a una pregunta sobre la situación de supervivencia de la primera esposa de todos los informantes masculinos que se casaron alguna vez. Para algunos grupos de duración, el número de informantes que no declararon la situación de supervivencia de la primera esposa constituye una proporción apreciable de los que declararon que sus primeras esposas habían fallecido. Una vez más, esta característica de los datos hace que su calidad resulte sospechosa, ya que si se supusiera que todos los casos de no respuesta eran, en realidad, casos de primeras esposas fallecidas, las estimaciones de supervivencia obtenidas serían sustancialmente diferentes, en especial en las duraciones de matrimonio más bajas. En sentido estricto, sin embargo, no hay motivo para hacer tal hipótesis, y en el resto de este análisis se excluyen los informantes que no declararon la situación de supervivencia de su primera esposa. Por lo tanto, para calcular la proporción de informantes no viudos, $NW_m(k)$, en el grupo de duración de 10 a 14, por ejemplo, el número con primera esposa viva se divide entre la suma de aquéllos con primera esposa viva y aquéllos con primera esposa fallecida, como sigue:

$$NW_m(10) = 1{,}096/(1{,}096+23) = 0.9794$$

Nótese que $NW_m(10)$ puede también obtenerse como el cociente del número con primera esposa viva y la diferencia entre todos los posibles informantes y aquéllos para los que no se conoce la situación de supervivencia de la primera esposa. Así,

$$NW_m(10) = 1{,}096/(1{,}127-8) = 0.9794$$

En la columna (7) del cuadro 104 figura el conjunto completo de valores de $NW_m(k)$.

*Paso 2: cálculo de la edad media de las mujeres solteras al momento de contraer matrimonio.* Para una descripción detallada del procedimiento que hay que usar al calcular el valor de *SMAM* para las mujeres, véase anexo I. En ese caso, se encontró que $SMAM_f$ ascendía a 22,01 años.

*Paso 3: cálculo de las probabilidades de supervivencia femenina.* La ecuación (B.22) se usa para calcular las probabilidades de supervivencia femenina entre las

CUADRO 104. DATOS SOBRE LA SITUACIÓN DE SUPERVIVENCIA DE LA PRIMERA ESPOSA, INFORMANTES MASCULINOS, PANAMÁ, 1976

| *Grupo de duración* (1) | *Indice k* (2) | *Número de informantes masculinos* | | | | *Proporción de no viudos* $NW_m(k)$ (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | *Con primera esposa viva* (3) | *Con primera esposa fallecida* (4) | *Situación de la primera esposa no declarada* (5) | *Total* (6) | |
| 0-4 ..... | 0 | 1 342 | 4 | 2 | 1 348 | 0.9970 |
| 5-9 ..... | 5 | 1 419 | 15 | 4 | 1 438 | 0.9895 |
| 10-14 ..... | 10 | 1 096 | 23 | 8 | 1 127 | 0.9794 |
| 15-19 ..... | 15 | 960 | 34 | 7 | 1 001 | 0.9658 |
| 20-24 ..... | 20 | 808 | 49 | 6 | 863 | 0.9428 |
| 25+ | - | 2 070 | 526 | 50 | 2 646 | - |
| Desconocido | | 594 | 169 | 212 | 975 | - |

edades 20 y $n$. Estas probabilidades se calculan usando como información las proporciones de no viudos entre los informantes masculinos casados alguna vez, la edad media de las mujeres solteras al momento de contraer matrimonio, y los coeficientes que figuran en el cuadro 103. El cuadro 105 muestra los detalles de los cálculos. Adviértase que las estimaciones finales de las probabilidades de supervivencia no son, en este caso, muy diferentes de las proporciones originales de informantes con primera esposa superviviente. El nivel de mortalidad Oeste asociado con cada probabilidad de supervivencia ha sido estimado interpolando linealmente entre los valores que se presentan en el cuadro 222 del anexo VII (véase paso 3 de la subsección B.2 *b*) iii) para un ejemplo detallado del procedimiento que se sigue en su cálculo). Tales niveles implican, por lo general, que la mortalidad de las mujeres en Panamá fue muy baja en los años inmediatamente posteriores a 1970.

*Paso 4: cálculo del número de años antes de la encuesta que definen las fechas de referencia de las probabilidades de supervivencia femenina.* Los niveles de mortalidad Oeste que aparecen en la columna (6) del cuadro 105 sugieren que la mortalidad no ha permanecido constante en Panamá, ya que las declaraciones de los informantes que han estado casados durante períodos más largos van asociados con niveles inferiores (equivalentes a una mortalidad superior) que los asociados a las declaraciones de informantes casados durante períodos más breves y más recientes. Importa, por tanto, obtener alguna indicación sobre los períodos de tiempo, denotados por $t(n)$, a que se refieren las probabilidades de supervivencia estimadas. Las ecuaciones (B.25) y (B.26) se usan para estimar $t_f(n)$. En el cuadro 106 figuran algunos de los valores intermedios necesarios para su cálculo y las estimaciones finales de $t_f(n)$. Los valores de $Z_f(x)$ se obtienen interpolando linealmente entre los valores del cuadro 88, y $x_f(n)$ se usa para denotar la cantidad $n - 22{,}5 + SMAM_f$. Como la encuesta se celebró entre agosto y octubre de 1976, el punto medio de ese período, que corresponde en términos decimales a 1976,7, se usa como fecha de referencia (véase el paso 4 de la subsección B.2 *b*) iii) para un ejemplo de cómo calcular el equivalente decimal de ese punto medio). Por ello, restando los valores estimados de $t_f(n)$ de 1976,7 se obtiene la fecha a la que se refiere cada probabilidad de supervivencia. Esas fechas figuran en la columna (7) del cuadro 106, y para facilitar comparaciones, en la columna (8) del mismo cuadro figuran los niveles de mortalidad Oeste obtenidos en el paso anterior. Sin más información, la tendencia de las estimaciones de supervivencia, que implica una reducción en la mortalidad de las mujeres adultas del orden de un cuarto de nivel por año, parece plausible, aunque los niveles estimados son relativamente altos. Por causa de las deficiencias señaladas antes en este conjunto de datos, la posibilidad de que las declaraciones sobre la situación de viudez de los informantes masculinos puedan subestimar los verdaderos niveles de viudez tendrá que explorarse más profundamente antes de que puedan aceptarse plenamente las estimaciones del cuadro 105.

### d) *Utilización de datos sobre viudez de dos encuestas*

Las estimaciones de mortalidad a partir de la viudez comparten con aquellas procedentes de la orfandad el problema de referirse a períodos de tiempo bastante anteriores a la encuesta, y la referencia temporal de las estimaciones puede identificarse sólo cuando la mortalidad ha estado cambiando regularmente. Anteriormente se sugirió un método para obtener estimaciones de mortalidad que se refieran a un período de tiempo bien definido usando datos sobre orfandad de dos encuestas.

CUADRO 105. ESTIMACIÓN DE LAS PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA FEMENINA A PARTIR DE DATOS PARA VARONES SOBRE SUPERVIVENCIA DE LA PRIMERA ESPOSA, POR DURACIÓN DE MATRIMONIO, PANAMÁ, 1976

| *Grupo de duración* (1) | *Edad n* (2) | *Proporción de no viudos (informantes masculinos)* (3) | *Ecuación de estimación* $a(n)+b(n)SMAM_f+c(n)NW_m(n\text{-}25)$ (4) | *Probabilidad de supervivencia femenina* $l_f(n)/l_f(20)$ (5) | *Nivel de mortalidad Oeste* (6) |
|---|---|---|---|---|---|
| 0-4 | 25 | 0.9970 | −1.2183 + 0.00141(22.01) + 2.1900(0.9970) | 0.9962 | 22.2 |
| 5-9 | 30 | 0.9895 | −0.3944 + 0.00147(22.01) + 1.3642(0.9895) | 0.9878 | 21.3 |
| 10-14 | 35 | 0.9794 | −0.2443 + 0.00184(22.01) + 1.2061(0.9794) | 0.9775 | 21.0 |
| 15-19 | 40 | 0.9658 | −0.2060 + 0.00279(22.01) + 1.1480(0.9658) | 0.9641 | 20.8 |
| 20-24 | 45 | 0.9428 | −0.2073 + 0.00428(22.01) + 1.1188(0.9428) | 0.9417 | 20.4 |

CUADRO 106. ESTIMACIÓN DE LOS PERÍODOS DE REFERENCIA DE LAS PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA FEMENINA OBTENIDAS DE DATOS SOBRE VIUDEZ MASCULINA, PANAMÁ, 1976

| *Edad n* (1) | *Proporción de no viudos* $NW_m(n\text{-}25)$ (2) | *Indicador del tiempo de exposición* $x_f(n)$ (3) | *Función standard* $Z_f(n)$ (4) | *Función de corrección* $u_f(n)$ (5) | *Período de referencia*[a] $t_f(n)$ (6) | *Fecha de referencia* (7) | *Nivel de mortalidad Oeste* (8) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 25 | 0.9970 | 24.5 | 0.090 | 0.1075 | 1.1 | 1975.6 | 22.2 |
| 30 | 0.9895 | 29.5 | 0.090 | 0.1049 | 3.4 | 1973.3 | 21.3 |
| 35 | 0.9794 | 34.5 | 0.091 | 0.1025 | 5.6 | 1971.1 | 21.0 |
| 40 | 0.9658 | 39.5 | 0.102 | 0.1089 | 7.8 | 1968.9 | 20.8 |
| 45 | 0.9428 | 44.5 | 0.135 | 0.1338 | 9.7 | 1967.0 | 20.4 |

[a] Número de años antes de la encuesta que definen las fechas de referencia de las estimaciones de supervivencia.

En sentido estricto, con datos de viudez clasificados por edad del informante no puede usarse un enfoque paralelo, ya que los grupos de edad no definen cohortes de matrimonios, y el cambio en las proporciones de no viudos de un grupo de edad al siguiente se ve generalmente aminorado por la aparición de informantes recién casados cuya exposición al riesgo de morir una vez casados es inferior a la media del grupo. Sin embargo, el mismo fenómeno afecta a las proporciones de no viudos por grupos de edad en cada encuesta, por lo que en tanto que las pautas de nupcialidad por edad se mantengan más o menos constantes, las proporciones de no viudos para una cohorte hipotética intercensal serán representativas de la experiencia de la mortalidad entre ambas encuestas. Esas proporciones pueden calcularse siguiendo el método descrito en el caso de los datos sobre orfandad (véase subsección B.2 *d*)) y analizarse entonces con el método indicado en la subsección B.3 *b*), usando el promedio de las edades medias de solteros y solteras al momento de contraer matrimonio para el período entre encuestas como información adicional (ese promedio de edades puede calcularse como la media de las correspondientes al comienzo y final del período entre las encuestas consideradas).

Por otra parte, cuando los datos sobre viudez se clasifican por tiempo transcurrido desde las primeras nupcias, los grupos quinquenales de duración representan cohortes de matrimonios, y las proporciones de no viudos para una cohorte hipotética de matrimonios que representen la experiencia entre encuestas pueden calcularse a partir de dos conjuntos de proporciones observadas de no viudos clasificadas por duración y obtenidas de encuestas o censos distantes cinco o 10 años. El cálculo de las proporciones de no viudos que reflejan la experiencia de una cohorte hipótetica se hace igual que como se describe en el paso 2 de la subsección B.2 *b*) ii) para el caso de proporciones de no huérfanos, sustituyendo los grupos de edad por grupos de duración. Como el procedimiento completo de cálculo que hay que seguir en este caso es muy similar al empleado con los datos sobre orfandad y como no se dispone todavía de series de datos sobre viudez por duración a partir de dos encuestas, se omite la descripción detallada de la aplicación de este método.

## C. Estimación de la supervivencia de adultos desde el nacimiento

### 1. *Características generales de los métodos*

En esta sección se presenta una extensión de los métodos examinados en la sección B que permiten sólo la estimación de probabilidades condicionales de supervivencia. Los procedimientos que se describen ahora permiten estimar probabilidades de supervivencia desde el nacimiento, esto es, probabilidades que ya no son condicionales. Tales probabilidades se estiman por medio de ecuaciones que incluyen $l(2)$, probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta la edad exacta de dos años, como una variable independiente, para así tomar en cuenta la mortalidad en la niñez. En la práctica, el valor de $l(2)$ se obtiene casi invariablemente aplicando las técnicas de estimación de la mortalidad en la niñez descritas en el capítulo III.

Como los métodos que aquí se presentan son ampliaciones de los métodos de estimación de probabilidades condicionales de supervivencia de adultos descritos antes, se basan en supuestos muy similares. De hecho, todas las observaciones hechas en la sección B sobre la validez de las estimaciones de las probabilidades de supervivencia condicional se aplican también a la validez de las estimaciones de las probabilidades directas, y como la estimación de estas últimas requiere de información adicional, a saber, $l(2)$, se necesitan algunas otras hipótesis.

Los métodos que aquí se discuten se basan en ecuaciones ajustadas mediante regresión a datos simulados, por lo que el supuesto principal que se hace es que los modelos usados para simular los datos representan adecuadamente la realidad. Una hipótesis más, necesaria en este caso, es que las relaciones entre la mortalidad adulta y la de la niñez reflejadas en las tablas de vida modelo usadas durante la simulación cubren la gama de la experiencia real. Por tanto, es probable que las estimaciones obtenidas por estos métodos sean poco fiables cuando la experiencia de la población estudiada cae fuera del rango cubierto por los modelos utilizados. La estimación de las probabilidades de supervivencia desde el nacimiento hasta las edades adultas es particularmente sensible a las relaciones entre la mortalidad en la niñez y la adulta, y a la forma del patrón de la mortalidad entre los 5 y los 25 años. Tal sensibilidad puede reducirse incluyendo en la ecuación de estimación una variable independiente que refleje las variaciones conocidas en la mortalidad entre las edades de 2 y 20 ó 25 años. Los datos simulados a los que se ajustaron las ecuaciones de estimación se construyeron usando tablas de vida basadas en el sistema logito, empleando como standard las cuatro tablas de vida para mujeres del nivel 16 de los modelos Coale-Demeny. Por tanto, la probabilidad de sobrevivir desde los 2 años a los 20 (ó 25 en el caso de orfandad) en la correspondiente tabla de vida modelo se incluye como una variable independiente en la ecuación de estimación para tener en cuenta el patrón por edad de la mortalidad entre la infancia y los primeros años de la edad adulta. Hay que notar, sin embargo, que las estimaciones de las probabilidades de supervivencia desde el nacimiento basadas en datos de orfandad o viudez relativos a los informantes más jóvenes están determinadas casi totalmente por la estimación de $l(2)$, ya que para edades jóvenes las proporciones de no huérfanos o no viudos tienen un valor predictivo relativamente bajo[16], hecho que puede afectar la consistencia de las estimaciones obtenidas de datos correspondientes a los informantes más jóvenes.

Se insistió antes en este capítulo que los datos de orfandad y viudez producen estimaciones de mortalidad relativas a puntos del pasado y que si se dispone del mismo tipo de datos para dos encuestas distantes entre sí cinco o 10 años, puede hacerse uso del concepto de cohorte hipotética para derivar estimaciones de mortalidad relativas exactamente al período entre las encuestas.

[16] K. Hill y J. Trussell, *loc. cit.*

Los métodos de análisis que se presentan en las secciones siguientes pueden también aplicarse a las proporciones de no huérfanos o no viudos estimadas para una cohorte hipotética, usando como información adicional ya sea una estimación de $l(2)$ derivada también de la experiencia de una cohorte hipotética y relativa así al mismo período (véase sección D del capítulo III), o bien de una estimación de $l(2)$ obtenida de mujeres de 20 a 24 años en la segunda encuesta y relativa así más o menos al punto medio del período entre encuestas. Una vez calculadas las proporciones de no huérfanos o no viudos para la cohorte hipotética, el análisis sigue exactamente los pasos descritos abajo en las subsecciones C.2 *c*), C.3 *b*) ii) y C.3 *c*) ii), con la salvedad de que las estimaciones de mortalidad obtenidas tienen un período de referencia bien definido (el período intercensal), de suerte que no se necesitan estimaciones de $t(n)$.

2. *Estimación de la supervivencia femenina desde el nacimiento hasta las edades adultas basándose en las proporciones con madre superviviente*

a) *Fundamento y justificación del método*

Se usaron técnicas de regresión para relacionar las proporciones de informantes cuyas madres vivían aún al momento de la entrevista con las probabilidades de supervivencia experimentadas por esas mujeres. Se encontró que las probabilidades de supervivencia desde el nacimiento, $l(n)$, podían estimarse con suficiente precisión cuando la probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta los 2 años para mujeres $l_f(2)$ era incluida como una de las variables independientes que determinaban los valores deseados de $l(n)$ y cuando además se incluía en la ecuación ajustada un indicador de la relación entre la mortalidad adulta y la de la niñez, denotado por $RS$ e igual al cociente de $l(25)$ y $l(2)$ en el standard que mejor represente la experiencia de la población de que se trate. Como en el caso del método basado en regresión que estima probabilidades condicionales a partir de información sobre orfandad materna (véase subsección B.2 *c*)), las demás variables independientes usadas son $M$, edad media de las madres al nacimiento de sus hijos, y $S(n)$, la proporción de informantes en el grupo de edad $n$ a $n + 4$ cuya madre vivía todavía. La forma de la ecuación ajustada es

$$l_f(25+n) = a(n) + b(n)M + c(n)\, l_f(2) S(n-5) + d(n)RS \qquad \text{(C.1)}$$

donde $a(n)$, $b(n)$, $c(n)$ y $d(n)$ son coeficientes cuyos valores para cada $n$ se indican en el cuadro 107.

Estos coeficientes se obtuvieron usando regresión para ajustar la ecuación (C.1) a datos simulados en base a patrones modelo de mortalidad y fecundidad. Los patrones de fecundidad se obtuvieron de los modelos Coale-Trussell (véase subsección E.1 del capítulo I) y los de mortalidad usando el sistema logito, tomando como standard el nivel 16 de las tablas de vida para mujeres de cada familia regional de los modelos Coale-Demeny (véanse subsecciones B.2 y B.4 del capítulo I).

Hay que señalar que este método permite sólo estimar la mortalidad de mujeres adultas, ya que los coeficientes que figuran en el cuadro 107 se obtuvieron exclusivamente de simulaciones relativas a mujeres. Además, esas simulaciones reflejan los efectos de una mortalidad constante. Esto es, se usó la misma tabla de vida en cada caso simulado para generar $l_f(2)$ y $l_f(25 + n)$ con $n$ variando entre 20 y 50. Por lo tanto, el uso de los coeficientes que figuran en el cuadro 107 lleva implícito el supuesto de que la mortalidad no ha variado durante un período de al menos 40 años. Como en la práctica, es muy poco probable que esa hipótesis se cumpla, no deben interpretarse las estimaciones obtenidas aplicando este método como si fueran medidas exactas de la mortalidad de un período, especialmente porque el uso de $l_f(2)$ como variable independiente introduce un problema adicional en cuanto a período de referencia. En realidad, el modo más satisfactorio de usar este método es calculando primero el período temporal al que se referirían las estimaciones de supervivencia si estuvieran determinadas principalmente por las proporciones con madre superviviente (como en el método condicional) y si la mortalidad hubiera seguido una pauta regular de cambio (lineal en la escala logito), y usar luego como datos para la ecuación (C.1) estimaciones de la mortalidad en la niñez relativas a los períodos correspondientes con el fin de obtener probabilidades de supervivencia desde el nacimiento con períodos de referencia precisos. En la práctica, sin embargo, pocas veces será posible obtener estimaciones de la mortalidad en la niñez para las fechas exactas a que se refieran las probabilidades condicionales de supervivencia y tendrán que utilizarse en su lugar promedios por períodos. En tales casos, el usuario deberá tener en cuenta que las estimaciones de supervivencia obtenidas de la ecuación

CUADRO 107. COEFICIENTES PARA ESTIMAR PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA FEMENINA DESDE EL NACIMIENTO BASÁNDOSE EN PROPORCIONES DE INFORMANTES CON MADRE VIVA

| *Edad* $n$ *(1)* | *Coeficientes* $a(n)$ *(2)* | $b(n)$ *(3)* | $c(n)$ *(4)* | $d(n)$ *(5)* |
|---|---|---|---|---|
| 20..... | −1.2982 | 0.0033 | 1.2275 | 1.0422 |
| 25..... | −1.2508 | 0.0051 | 1.1934 | 0.9821 |
| 30..... | −1.2385 | 0.0077 | 1.1623 | 0.9334 |
| 35..... | −1.2669 | 0.0115 | 1.1423 | 0.8885 |
| 40..... | −1.3217 | 0.0166 | 1.1432 | 0.8206 |
| 45..... | −1.3541 | 0.0225 | 1.1678 | 0.6889 |
| 50..... | −1.2655 | 0.0274 | 1.1932 | 0.4565 |

Ecuación de estimación:

$$l_f(25+n) = a(n) + b(n)\, M + c(n)\, l_f(2)\, S(n-5) + d(n)\, RS$$

(C.1) reflejan una mezcla de niveles de mortalidad con fechas de referencia algo distintas.

b) *Datos requeridos*

Para este método se necesitan los datos siguientes:

*a*) Proporción de informantes con madre superviviente en cada grupo quinquenal de edad desde $n$ a $n + 4$, denotada por $S(n)$. Véase la subsección B.2 *b*) i) para algunas observaciones sobre el cálculo de esas proporciones;

*b*) Número de nacimientos en un año dado, clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre. Tal información se usa para estimar $M$, edad media de las madres de los nacimientos considerados en el momento en que ocurren;

*c*) Una estimación o estimaciones de la probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta la edad exacta de 2 años para mujeres, denotada por $l_f(2)$. Tales estimaciones se obtienen de ordinario con información sobre el número de hijos nacidos vivos e hijos supervivientes clasificados por edad de la madre (véase capítulo III).

c) *Procedimiento de cálculo*

El procedimiento de cálculo comprende los pasos que se describen a continuación.

*Paso 1: cálculo de la edad media a la maternidad.* Véase el paso 1 de la subsección B.2 b) ii).

*Paso 2: cálculo de los períodos de referencia de las probabilidades condicionales de supervivencia estimadas a partir de información sobre orfandad materna.* Debe seguirse el procedimiento descrito en el paso 3 de la subsección B.2 *c*) ii).

*Paso 3: estimación de la probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta los 2 años para mujeres.* Véanse los métodos descritos en el capítulo III. Teóricamente, habría que obtener estimaciones de la probabilidad de sobrevivir hasta la edad exacta 2, denotada por $l_f(2)$, para cada uno de los períodos de referencia estimados en el paso 2. Sólo se necesitan estimaciones de $l(2)$ para mujeres.

*Paso 4: estimación de las probabilidades de supervivencia desde el nacimiento.* La estimación de esta probabilidad, $l(n)$, verdadero meollo del procedimiento, es bastante sencilla una vez obtenidas la edad media a la maternidad, $M$, y estimaciones apropiadas de $l_f(2)$. Requiere sólo sustituir en la ecuación (C.1) los coeficientes que figuran en el cuadro 107. Hay que tener cuidado de aparear correctamente tales coeficientes con las proporciones con madre superviviente, $S(n)$, para diferentes valores de $n$. También es necesario en este punto calcular el valor de la razón standard, $RS$, que es la probabilidad de sobrevivir entre las edades 2 y 25 según el nivel 16 de la tabla de vida femenina de la familia Coale-Demeny que mejor representa el patrón de mortalidad de la población estudiada. Este valor es

$$RS = l_s(25)/l_s(2) \qquad \text{(C.2)}$$

Para facilitar las cosas, en el cuadro 108 se indican los cuatro valores de $RS$ asociados con los modelos de Coale y Demeny. El usuario tendrá que seleccionar el modelo apropiado y utilizar después el valor correspondiente de $RS$ como dato de insumo para la ecuación (C.1). Téngase presente que el empleo de otros patrones de mortalidad, aunque no figuren en los casos que se presentan como modelo, no causaría mayores sesgos, siempre que se calcule $RS$ para el patrón que se esté usando.

CUADRO 108. VALORES DE LA RAZÓN STANDARD QUE HAY QUE USAR PARA ESTIMAR LAS PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA DESDE EL NACIMIENTO BASÁNDOSE EN DATOS SOBRE ORFANDAD MATERNA, MODELOS COALE-DEMENY

| *Familia de las tablas de vida modelo de Coale-Demeny (1)* | *Razón standard $RS = l_f(25)/l_f(2)$ (2)* |
|---|---|
| Norte | 0.90198 |
| Sur | 0.92581 |
| Este | 0.93568 |
| Oeste | 0.92346 |

d) *Un ejemplo detallado*

Para comparar los resultados de los diferentes métodos de estimación de la mortalidad en las edades adultas, se usa una vez más el caso de Bolivia presentado en la subsección B.2 *b*) iii). En el cuadro 89 se presentan los datos básicos captados por la Encuesta Demográfica Nacional de 1974. En el cuadro 109 que figura a continuación se encontrarán datos sobre hijas nacidas vivas y supervivientes; los resultados de estimar la mortalidad en la niñez se resumen en el cuadro 110.

CUADRO 109. HIJAS NACIDAS VIVAS Y SUPERVIVIENTES SEGÚN LA ENCUESTA DEMOGRÁFICA NACIONAL, BOLIVIA, 1975

| *Grupo de edad (1)* | *Número total de mujeres (2)* | *Número de hijas* | |
|---|---|---|---|
| | | *Total de nacidas (3)* | *Supervivientes (4)* |
| 15-19 | 3 069 | 170 | 150 |
| 20-24 | 2 404 | 1 175 | 974 |
| 25-29 | 1 932 | 2 343 | 1 867 |
| 30-34 | 1 469 | 2 857 | 2 200 |
| 35-39 | 1 619 | 4 213 | 3 149 |
| 40-44 | 1 192 | 3 447 | 2 596 |
| 45-49 | 1 281 | 3 771 | 2 742 |

CUADRO 110. ESTIMACIÓN DE LA MORTALIDAD FEMENINA EN LA NIÑEZ, BOLIVIA, 1975

| *Grupo de edad de la madre (1)* | *Edad x (2)* | *Probabilidad de morir $q_f(x)$ (3)* | *Nivel de mortalidad Oeste (4)* | *Fecha de referencia (5)* |
|---|---|---|---|---|
| 20-24 | 2 | 0.1863 | 11.04 | 1973.5 |
| 25-29 | 3 | 0.2080 | 10.87 | 1971.8 |
| 30-34 | 5 | 0.2360 | 10.58 | 1969.7 |
| 35-39 | 10 | 0.2631 | 10.37 | 1967.3 |
| 40-44 | 15 | 0.2541 | 11.35 | 1964.6 |
| 45-49 | 20 | 0.2787 | 11.20 | 1961.6 |

A continuación se indican los pasos del procedimiento.

*Paso 1: cálculo de la edad media a la maternidad.* Hay que remitirse al primer paso de la subsección B.2

*b*) iii), donde se calculó de modo detallado la edad media a la maternidad, *M*, de las mujeres bolivianas. Su valor resultó ser igual a 28,8 años.

*Paso 2: cálculo de los períodos de referencia de las probabilidades condicionales de supervivencia estimadas a partir de información sobre orfandad materna.* Este paso es idéntico al presentado como paso 3 en la subsección B.2 *c*) iii). Por lo tanto, no se repite aquí. Con todo, las fechas de referencia allí estimadas (véase cuadro 95) se repiten en la columna (3) del cuadro 111 como referencia inmediata.

*Paso 3: estimación de la probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta los 2 años de edad para mujeres.* Los datos sobre hijas nacidas vivas y supervivientes, que figuran en el cuadro 109, fueron recogidos por la Encuesta Demográfica Nacional de Bolivia de 1975. Se trata de la primera serie de datos de esa índole de que se dispone para el país, ya que las preguntas sobre sobrevivencia de hijos no habían sido usadas anteriormente. Tal como se explica en el capítulo III, esos datos pueden usarse para obtener una estimación de $l_f(2)$, probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta los 2 años para mujeres. El procedimiento seguido es el que se describe en la subsección B.2 del capítulo III y su aplicación detallada no se presenta aquí. Para lo que ahora interesa basta considerar los resultados obtenidos. El cuadro 110 resume esos resultados. Las estimaciones usuales de la probabilidad de morir, $q_f(x)$, que brinda el método, figuran en la columna (3); la columna (4) muestra los niveles de mortalidad consistentes con las estimaciones de $q_f(x)$ en la familia Oeste de las tablas de vida modelo de Coale y Demeny, mientras que la columna (5) presenta la fecha de referencia de cada estimación (obtenida restando cada valor del período de referencia, $t(i)$, para las estimaciones de la mortalidad en la niñez, de 1975,6, fecha de referencia para la encuesta de 1975).

Conviene señalar dos características de las estimaciones de la mortalidad en la niñez que figuran en el cuadro 110. En primer lugar, las estimaciones correspondientes a los períodos más tempranos proceden de datos para mujeres de 40 a 44 y de 45 a 49 años en el momento de la encuesta; y, en segundo término, esas estimaciones son precisamente las que no cuadran, en términos de niveles de mortalidad, con la tendencia a que se ajustan las demás. Si se consideran las deficiencias más comunes de los datos sobre hijos nacidos vivos y supervivientes (véase subsección A.1 del capítulo III), es probable que las estimaciones relativas a 1961,6 y 1964,6 puedan ser demasiado altas (en términos de niveles de mortalidad) por causa de la tendencia de las mujeres mayores a omitir a algunos de sus hijos fallecidos. Tales dudas sobre la calidad de esas estimaciones justifican su exclusión en la derivación de estimaciones definitivas.

Por desgracia, tal como muestran las fechas de referencia presentadas en la columna (3) del cuadro 111, casi todas las estimaciones de supervivencia condicional obtenidas de datos sobre orfandad materna se refieren al período 1960-1965, por lo que son necesarias estimaciones de la mortalidad en la niñez para el mismo período. Con el fin de obtener tales estimaciones, se extrapola hacia el pasado la tendencia implícita en las estimaciones de $q_f(2)$, $q_f(3)$, $q_f(5)$ y $q_f(10)$ que figuran en el cuadro 110. Hay muchos modos de extrapolar esa tendencia, pero se eligió el más sencillo, porque el carácter aproximado de las fechas de referencia estimadas no justifica el uso de métodos más complejos.

Una representación gráfica de los primeros cuatro niveles de mortalidad a lo largo del tiempo mostraría que siguen una tendencia bastante lineal. Por lo tanto, usando el primero y el cuarto para determinar la línea de la tendencia, su pendiente (cambio anual en el nivel) se calcula como sigue:

$$\Theta = (11.04 - 10.37)/(1973.5 - 1967.3) = 0.108$$

de modo que, para 1960,7, por ejemplo, el nivel de mortalidad extrapolado es

$$10.37 + 0.108(1960.7 - 1967.3) = 9.7$$

El conjunto completo de niveles de mortalidad Oeste definidos por tales estimaciones extrapoladas de mortalidad en la niñez y correspondientes a los períodos a que se refieren las estimaciones basadas en la orfandad figura en la columna (4) del cuadro 111. La columna (5) muestra los valores de $l_f(2)$ que esas estimaciones implican. Tales valores se obtuvieron por interpolación lineal entre los valores de $l(2)$ del cuadro 236 (véase anexo VIII). Por ejemplo, para el nivel estimado de 9,7 obtenido antes, el valor de $l_f(2)$ se halla entre el correspondiente al nivel 9 (0,77271) y el nivel 10 (0,79340). Usando interpolación lineal (véase anexo

CUADRO 111. ESTIMACIÓN DE LAS PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA FEMENINA DESDE EL NACIMIENTO USANDO INFORMACIÓN SOBRE ORFANDAD POR EDAD DEL INFORMANTE, BOLIVIA, 1975

| *Grupo de edad* (1) | *Proporción con madre superviviente* $S(n-5)$ (2) | *Fecha de referencia* (3) | *Nivel Oeste para* $l_f(2)$ (4) | *Probabilidad de supervivencia hasta los 2 años de edad* $l_f(2)$ (5) | *Edad* $n$ (6) | *Probabilidad de supervivencia de mujeres adultas* $l_f(25+n)$ (7) | *Nivel Oeste para* $l_f(25+n)$ (8) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 0.9252 | 1967.9 | 10.4 | 0.8012 | 20 | 0.6692 | 13.9 |
| 20-24 | 0.8807 | 1966.1 | 10.2 | 0.7973 | 25 | 0.6410 | 14.1 |
| 25-29 | 0.7896 | 1964.5 | 10.1 | 0.7954 | 30 | 0.5752 | 13.4 |
| 30-34 | 0.6915 | 1963.1 | 9.9 | 0.7913 | 35 | 0.5098 | 13.1 |
| 35-39 | 0.5737 | 1961.8 | 9.8 | 0.7893 | 40 | 0.4318 | 12.9 |
| 40-44 | 0.4467 | 1960.7 | 9.7 | 0.7872 | 45 | 0.3407 | 12.8 |
| 45-49 | 0.3546 | 1960.4 | 9.6 | 0.7851 | 50 | 0.2774 | 14.1 |

IV), el $l_f(2)$ que se desea para el nivel 9,7 se calcula como sigue:

$$l_f(2) = 0.3(0.77271) + 0.7(0.79340) = 0.7872$$

*Paso 4: estimación de las probabilidades de supervivencia desde el nacimiento.* Utilizando los valores de $M$ y $l_f(2)$ que se han calculado arriba y la $RS$ para el modelo Oeste que figura en el cuadro 108, el paso final de este procedimiento es más bien sencillo. Esencialmente, para todo valor de $n$, se procede a la sustitución de los valores de $M$, $l_f(2)$, $S(n-5)$ y $RS$ en la ecuación (C.1), usando los coeficientes que se listan en el cuadro 107. La columna (7) del cuadro 111 muestra las estimaciones de $l_f(25+n)$ obtenidas de ese modo. Para que sirva de ejemplo, a continuación se calculan en detalle $l(50)$ y $l(60)$:

$$\begin{aligned} l_f(50) &= -1.2508 + 0.0051(28.8) + \\ &\quad 1.1934(0.7973)(0.8807) + 0.9821(0.92346) \\ &= 0.6410; \\ l_f(60) &= -1.2669 + 0.0115(28.8) + \\ &\quad 1.1423(0.7913)(0.6915) + 0.8885(0.92346) \\ &= 0.5098 \end{aligned}$$

Adviértase que como se dispone de estimaciones diferentes de $l_f(2)$ para cada período de tiempo, el valor de esa variable también cambia con $n$, mientras que el de $RS$ se mantiene constante.

Con el fin de investigar la consistencia de las probabilidades estimadas de supervivencia desde el nacimiento hasta las edades adultas, se calcularon los niveles de mortalidad Oeste consistentes con ellas. Una vez más, ese cálculo requiere una interpolación lineal entre los valores presentados en el cuadro 236 del anexo VIII. Téngase en cuenta que como los valores estimados son probabilidades de supervivencia desde el nacimiento, se usan los valores mismos de la tabla de vida como base de interpolación (esto es, no se necesitan tabulaciones especiales de valores derivados de las tablas de vida). A título de ejemplo, el nivel consistente con $l_f(60) = 0{,}5098$ se encuentra identificando aquellos valores sucesivos en las columnas con el encabezado "$l(60)$" en el cuadro 236 (véase anexo VIII) que encierran al valor observado (es decir, uno es menor y otro mayor que dicho valor). En este caso, los valores escogidos son 0,50587 y 0,54215, correspondientes a los niveles 13 y 14, respectivamente. Por tanto, el nivel correspondiente a 0,5098 es

$$13.0 + (0.50980 - 0.50587)/(0.54215 - 0.50587) = 13.1$$

El conjunto de niveles que figura en la columna (8) del cuadro 111 muestra que las estimaciones desde $l_f(55)$ a $l_f(70)$ son bastante consistentes, mostrando niveles de mortalidad similares y una tendencia de disminución plausible. Los niveles asociados a $l_f(45)$, $l_f(50)$ y $l_f(75)$ son más bien elevados y desacordes con los demás, por lo que tendrán que interpretarse con cautela.

En este punto, merece la pena comparar estas estimaciones con las obtenidas antes usando los métodos condicionales. Remitámonos, por ejemplo, al cuadro 95, donde los niveles de mortalidad estimados se refieren a los mismos períodos que los del cuadro 111. Adviértase que el uso de un indicador de mortalidad en la niñez en el proceso de estimación ha tenido como efecto disminuir sustancialmente los niveles de mortalidad adulta obtenidos a partir de datos sobre orfandad (cuadro 111). La gran diferencia entre los niveles que figuran en el cuadro 95 (determinados principalmente por información sobre orfandad materna) y los presentados en el cuadro 110 (determinados también por los datos sobre supervivencia en la niñez) implica una o más de estas tres posibilidades: que el modelo Oeste no es una buena representación del patrón de mortalidad de la población femenina de Bolivia; que la incidencia de la orfandad materna ha sido subdeclarada, conduciendo a subestimaciones de la mortalidad adulta; o que los hijos supervivientes no fueron declarados en su totalidad y las estimaciones de mortalidad en la niñez obtenidas son demasiado altas. Aunque la información presentada aquí no es suficiente para pronunciarse entre esas tres posibilidades o entre combinaciones de ellas, otra información sugiere que la orfandad materna en Bolivia fue, sin duda, subdeclarada y que los niveles estimados de mortalidad presentados en el cuadro 95 son demasiado altos. En este caso, por lo tanto, parece que las estimaciones que figuran en el cuadro 111 son más aceptables, sobre todo porque están determinadas en buena parte por las estimaciones de mortalidad en la niñez que incorporan.

### 3. *Estimación de la supervivencia desde el nacimiento hasta las edades adultas en base a proporciones de no viudos*

#### a) *Fundamento y justificación del método*

Los métodos que se examinan a continuación son una extensión de los presentados en la subsección B.3. Una vez más, para estimar probabilidades de supervivencia se usan datos sobre proporciones de informantes con primer cónyuge superviviente, tabuladas por la edad o por la duración del primer matrimonio del informante. En el caso presente, la incorporación de información sobre el nivel de mortalidad vigente en edades jóvenes (en forma de estimaciones de $l(2)$) permite estimar probabilidades de supervivencia desde el nacimiento de manera parecida a la descrita arriba (véase subsección C.2), usando datos sobre supervivencia de la madre para estimar probabilidades de supervivencia desde el nacimiento.

Tanto los métodos basados en datos clasificados por edad como los basados en duración emplean como insumo una estimación de $l(2)$ (probabilidad de sobrevivir entre el nacimiento y la edad exacta 2) para el sexo

cuyas probabilidades de supervivencia se quieren estimar. Generalmente, se obtiene una estimación de $l(2)$ a partir de información sobre hijos nacidos vivos e hijos supervivientes. En el capítulo III se describen los métodos usados para proceder a tal estimación. Cuando sólo se dispone de estimaciones de $l(2)$ para ambos sexos combinados, pueden obtenerse estimaciones adecuadas para cada sexo suponiendo que los diferenciales por sexo que figuran en las tablas de vida modelo de Coale y Demeny constituyen una representación adecuada de los que se registran en la población considerada. Como en el caso de la orfandad, el uso explícito de $l(2)$, unido a la obtención de ecuaciones de estimación de casos simulados suponiendo la mortalidad constante, complica la determinación de la fecha de referencia de las estimaciones obtenidas. Cuando existe información que corrobore la existencia de un cambio de mortalidad, deben calcularse valores apropiados de $l(2)$ para cada uno de los períodos a que se refieren las estimaciones de supervivencia condicional obtenidas con datos sobre viudez, a fin de asegurar que las probabilidades de supervivencia desde el nacimiento, estimadas mediante el método descrito aquí, se refieran también a períodos bien definidos.

b) *Datos sobre viudez clasificados por edad*

Usando regresión por mínimos cuadrados se ajustó a datos de 900 casos simulados una ecuación que relaciona el valor de la probabilidad de supervivencia desde el nacimiento con los valores de las edades medias de varones y mujeres solteros al momento de contraer matrimonio, el valor de $l(2)$ (probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta la edad exacta 2), la proporción con primer cónyuge superviviente y un indicador de la relación entre mortalidad en la niñez y la adulta, *RSW*. Los casos simulados se construyeron usando patrones modelo de nupcialidad, fecundidad y mortalidad. Los de mortalidad se obtuvieron del sistema logito empleando la tabla de vida modelo para mujeres a nivel 16 de cada una de las cuatro familias de Coale y Demeny como standard (véanse subsecciones B.2 y B.4 del capítulo I), mientras que los patrones de nupcialidad y fecundidad se tomaron de los modelos propuestos por Coale y McNeil[17] y Coale y Trussell[18], respectivamente (véanse sección D y subsección E.1 del capítulo I). La simulación realizada también toma en cuenta la distribución por edad al contraer el primer matrimonio de los cónyuges en relación con el grupo de edad al que pertenecía el informante al momento de las primeras nupcias.

Las ecuaciones usadas para estimar las probabilidades de sobrevivir hasta las edades adultas revisten formas muy similares para los dos sexos:

$$l_m(n) = a(n) + b(n)\, SMAM_f + c(n)\, SMAM_m + d(n)\, NW_f(n-5) + e(n) l_m(2) + f(n)\, RSW$$

$$l_f(n) = a(n) + b(n)\, SMAM_f + c(n)\, SMAM_m + d(n)\, NW_m(n) + e(n) l_f(2) + f(n)\, RSW \quad \text{(C.3)}$$

donde $a(n)$, $b(n)$, $c(n)$, $d(n)$, $e(n)$ y $f(n)$ son coeficientes que dependen tanto del sexo como de la edad del informante; $SMAM_f$ y $SMAM_m$ son las edades medias de los solteros y solteras al contraer matrimonio, respectivamente; $NW(n)$ es la proporción de informantes casados alguna vez de edad $n$ a $n + 4$ cuyo primer cónyuge vivía aún al momento de la entrevista; $l(2)$ es la probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta la edad 2 para los cónyuges; y *RSW* es el cociente de $l(20)$ y $l(2)$ en el standard (la tabla de vida femenina a nivel 16 de la familia Coale-Demeny que se aproxima mejor al patrón de mortalidad experimentado por la población estudiada). Adviértase que aunque los casos simulados se basaron en tablas standard seleccionadas entre las de Coale-Demeny, la incorporación explícita de *RSW* como variable independiente minimiza los sesgos posibles cuando se hace uso de otros patrones de mortalidad.

El cuadro 112 muestra los valores de los coeficientes que hay que usar al estimar la mortalidad de varones adultos. Téngase presente que en este caso el valor de $l(2)$ que figura en la ecuación (C.3) debe ser la probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta los 2 años para varones, mientras que $NW(n)$ debe ser la proporción de mujeres informantes casadas alguna vez cuyos primeros maridos vivían aún al momento de la entrevista. Los valores de *RSW* que se presentan en el cuadro 114 fueron calculados a partir del nivel 16 de las tablas de vida para mujeres de las cuatro familias Coale-Demeny porque fueron esas tablas las que se usaron como standard al construir los casos simulados. Si se considera más adecuado algún otro patrón, debe calcularse el valor *RSW* para el usuario en la ecuación (C.3).

Los valores de los coeficientes que hay que emplear para estimar la mortalidad femenina figuran en el cuadro 113. Cuando se utilizan esos valores, $l(2)$ debe referirse a mujeres y $NW(n)$ debe ser la proporción de informantes varones de edad $n$ a $n + 4$ cuyas primeras esposas vivían aún al momento de la entrevista. *RSW* se elige una vez más entre los valores del cuadro 114 o se calcula especialmente cuando se usa algún otro patrón.

i) *Datos requeridos*

Para aplicar este método se necesitan los datos siguientes:

*a*) Las proporciones de informantes varones (mujeres) que han estado casados alguna vez cuyos primeros cónyuges vivían aún al momento de la encuesta, clasificados por grupos quinquenales de edad (de $n$ a $n + 4$). Tales proporciones se denotan por $NW(n)$. Véase la subsección B.3 *b*) i) para un examen del tipo de datos brutos necesarios para su cálculo;

*b*) Proporciones de solteros clasificados por grupos quinquenales de edad y por sexo. Tal información es necesaria para calcular la edad media de las personas solteras al momento de contraer matrimonio, *SMAM*, para cada sexo (véase anexo I);

[17] Ansley J. Coale y Donald R. McNeil, "The distribution by age of the frequency of first marriage in a female cohort", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 67, No. 340 (diciembre de 1972), págs. 743 a 749.

[18] A. J. Coale y T. J. Trussell, *loc. cit.*

CUADRO 112. COEFICIENTES PARA ESTIMAR LA SUPERVIVENCIA MASCULINA DESDE EL NACIMIENTO A PARTIR DE PROPORCIONES DE MUJERES CON PRIMER MARIDO SUPERVIVIENTE, CLASIFICADAS POR EDAD

| Edad n (1) | Coeficientes a(n) (2) | b(n) (3) | c(n) (4) | d(n) (5) | e(n) (6) | f(n) (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 25..... | −3.0441 | −0.00364 | 0.00125 | 1.5870 | 1.1666 | 1.3952 |
| 30..... | −2.6765 | −0.00595 | 0.00201 | 1.3842 | 1.1140 | 1.3032 |
| 35..... | −2.3864 | −0.00708 | 0.00281 | 1.2018 | 1.0668 | 1.2385 |
| 40..... | −2.1933 | −0.00795 | 0.00401 | 1.0747 | 1.0230 | 1.1979 |
| 45..... | −2.0988 | −0.00906 | 0.00581 | 0.9814 | 0.9805 | 1.2138 |
| 50..... | −2.0299 | −0.01084 | 0.00844 | 0.9253 | 0.9267 | 1.2236 |
| 55..... | −1.9541 | −0.01347 | 0.01203 | 0.8993 | 0.8550 | 1.2094 |
| 60..... | −1.8377 | −0.01704 | 0.01651 | 0.9037 | 0.7581 | 1.1505 |

Ecuación de estimación:

$$l_m(n) = a(n) + b(n)\,SMAM_f + c(n)\,SMAM_m + d(n)NW_f(n-5) + e(n)l_m(2) + f(n)\,RSW$$

CUADRO 113. COEFICIENTES PARA ESTIMAR LA SUPERVIVENCIA FEMENINA DESDE EL NACIMIENTO A PARTIR DE PROPORCIONES DE VARONES CON PRIMERA ESPOSA SUPERVIVIENTE, CLASIFICADOS POR EDAD

| Edad n (1) | Coeficientes a(n) (2) | b(n) (3) | c(n) (4) | d(n) (5) | e(n) (6) | f(n) (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 25..... | −3.3410 | 0.00099 | −0.00262 | 1.9929 | 1.1399 | 1.3161 |
| 30..... | −2.9062 | 0.00137 | −0.00432 | 1.6824 | 1.1019 | 1.2615 |
| 35..... | −2.5558 | 0.00183 | −0.00556 | 1.4558 | 1.0565 | 1.1989 |
| 40..... | −2.2860 | 0.00242 | −0.00641 | 1.2837 | 1.0138 | 1.1456 |
| 45..... | −2.1048 | 0.00327 | −0.00713 | 1.1534 | 0.9732 | 1.1290 |
| 50..... | −1.9431 | 0.00461 | −0.00790 | 1.0648 | 0.9220 | 1.0890 |
| 55..... | −1.7821 | 0.00666 | −0.00906 | 1.0044 | 0.8577 | 1.0267 |

Ecuación de estimación:

$$l_f(n) = a(n) + b(n)\,SMAM_f + c(n)\,SMAM_m + d(n)NW_m(n) + e(n)l_f(2) + f(n)\,RSW$$

CUADRO 114. VALORES DE LA RAZÓN STANDARD, *RSW*, QUE INDICA LA RELACIÓN ENTRE LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ Y LA ADULTA AL ESTIMAR LAS PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA DESDE EL NACIMIENTO EN BASE A DATOS SOBRE VIUDEZ, MODELOS COALE-DEMENY

| Familia Coale-Demeny de las tablas de vida modelo (1) | Razón standard $RSW = l_5(20)/l_5(2)$ (2) |
|---|---|
| Norte ..... | 0.91932 |
| Sur ..... | 0.94010 |
| Este ..... | 0.95022 |
| Oeste ..... | 0.94181 |

*c*) Información sobre hijos nacidos vivos e hijos supervivientes, por sexo del niño y por grupos quinquenales de edad o duración del matrimonio de la madre (la clasificación por sexo es útil pero no esencial). Tal información se usa para estimar $l(2)$ empleando los métodos descritos en el capítulo III.

ii) *Procedimiento de cálculo*

Se describen en seguida los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de las edades medias de solteros y solteras al momento de contraer matrimonio.* En el anexo I se presenta una descripción detallada del procedimiento seguido para calcular tales parámetros.

*Paso 2: cálculo de los períodos de referencia para las probabilidades condicionales de supervivencia derivadas de información sobre viudez.* Este paso es idéntico al presentado como paso 3 en la subsección B.3 b) ii). Por lo tanto, su descripción no se repite aquí.

*Paso 3: estimación de la probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta los 2 años.* Métodos para estimar la mortalidad en la niñez se describen en el capítulo III. Estimaciones de $l(2)$, la probabilidad de sobrevivir hasta los 2 años, deberían obtenerse para cada uno de los períodos de referencia obtenidos en el paso 2. Las estimaciones de $l(2)$ se necesitan sólo para el sexo de los cónyuges de los informantes. Cuando no se dispone de datos sobre supervivencia en la niñez por sexo, pueden usarse modelos para aproximar diferenciales de mortalidad aceptables entre hombres y mujeres.

*Paso 4: estimación de las probabilidades de supervivencia desde el nacimiento.* La estimación de tales probabilidades, $l(n)$, se hace sustituyendo en la ecuación (C.3) los valores de *SMAM* y $l(2)$ calculados en los pasos anteriores, así como las proporciones de no viudos, el valor seleccionado de *RSW* del cuadro 114 y los coeficientes apropiados tomados de los cuadros 112 ó 113. Es importante tener presente que cuando se está estimando la mortalidad de varones adultos, deben usarse los valores de $l(2)$ para hombres, mientras que $NW(n)$ debe ser la proporción de informantes mujeres no viudas. En contraste, cuando se está estimando la mortalidad femenina, los informantes son varones y deben usarse valores de $l(2)$ para mujeres.

iii) *Un ejemplo detallado*

El uso de este método se puede ilustrar estimando probabilidades de supervivencia femenina desde el nacimiento para Bolivia a partir de datos sobre la incidencia

de la viudez entre informantes masculinos. Los datos empleados fueron recogidos por la Encuesta Demográfica Nacional realizada en Bolivia durante el año 1975. Las columnas (3) y (4) del cuadro 115 muestran, respectivamente, el número de informantes varones no solteros cuya primera esposa vivía aún y el número cuya primer mujer había fallecido, clasificados por grupos quinquenales de edad. Los denominadores necesarios para calcular las proporciones de informantes con primera esposa superviviente para cada grupo de edad son la suma de esas dos cantidades, eliminando así los casos de no respuesta tanto del numerador como del denominador; tales denominadores figuran en la columna (5) intitulada "población masculina casada alguna vez". La columna (6) indica las proporciones necesarias de no viudos, calculadas dividiendo los rubros de la columna (3) por los de la columna (5). Por ejemplo, $NW_m(30)$ se calcula así:

$$NW_m(30) = 1{,}088/(1{,}088+39) = 1{,}088/1{,}127 = 0.9654$$

*Paso 1: cálculo de las edades medias de solteros y solteras al momento de contraer matrimonio.* Los valores de las edades medias al momento de casarse ya se presentaron en la subsección B.3 *b*) iii). Son: $SMAM_m = 25{,}3$; y $SMAM_f = 23{,}2$.

*Paso 2: cálculo de los períodos de referencia para las probabilidades condicionales de supervivencia derivadas de información sobre viudez.* Usando las ecuaciones (B.19) y (B.20), se estiman los períodos de referencia para las probabilidades condicionales de supervivencia femenina calculadas a partir de las proporciones de informantes varones con primera esposa viva. El cuadro 116 muestra varios resultados intermedios y las estimaciones finales del período de referencia tanto en términos de años anteriores a la encuesta, denotados por $t_f(n)$, como en términos de fechas reales (equivalentes decimales en número de años). Estas últimas se calculan restando cada $t_f(n)$ de 1975,6, fecha de referencia de la encuesta. También se indican para referencia futura los niveles de mortalidad Oeste consistentes con cada una de las probabilidades condicionales de supervivencia. No se presenta aquí un ejemplo detallado del cálculo de $t_f(n)$ porque ya se mostró en el caso de la estimación de la mortalidad de varones adultos en el paso 4 de la subsección B.3 *b*) iii).

CUADRO 115. DATOS SOBRE LA INCIDENCIA DE VIUDEZ ENTRE VARONES, OBTENIDOS POR LA ENCUESTA DEMOGRÁFICA NACIONAL, BOLIVIA, 1975

| Grupo de edad (1) | Edad n (2) | Número de informantes: No viudos (3) | Número de informantes: Viudos (4) | Población masculina casada alguna vez (5) | Proporción de no viudos $NW_m(n)$ (6) |
|---|---|---|---|---|---|
| 20-24 | 20 | 713 | 5 | 718 | 0.9930 |
| 25-29 | 25 | 1 208 | 22 | 1 230 | 0.9821 |
| 30-34 | 30 | 1 088 | 39 | 1 127 | 0.9654 |
| 35-39 | 35 | 1 154 | 54 | 1 208 | 0.9553 |
| 40-44 | 40 | 980 | 77 | 1 057 | 0.9272 |
| 45-49 | 45 | 1 000 | 98 | 1 098 | 0.9107 |
| 50-54 | 50 | 651 | 92 | 743 | 0.8762 |
| 55-59 | 55 | 452 | 107 | 559 | 0.8086 |

*Paso 3: estimación de la probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta la edad exacta 2 para mujeres.* Como la estimación de las probabilidades $l_f(2)$ para mujeres bolivianas ya se describió en el paso 3 de la subsección C.2 *d*), se remite al lector a esa sección donde se ilustra un procedimiento para elegir la tendencia que define cambios en la mortalidad de la niñez a través del tiempo. En este caso, se usa la misma tendencia lineal para estimar los niveles de mortalidad Oeste vigentes durante los períodos relativamente más recientes a los que se refieren las probabilidades condicionales de supervivencia derivadas de la viudez. Los niveles estimados figuran en la columna (5) del cuadro 117, y los valores de $l_f(2)$ asociados con ellos se indican en la columna (6).

*Paso 4: estimación de las probabilidades de supervivencia femenina desde el nacimiento.* Usando los coeficientes que figuran en el cuadro 113, se calculan las estimaciones de las probabilidades de supervivencia femenina desde el nacimiento, $l_f(n)$, sustituyendo los valores de *SMAM* obtenidos en el paso 1, los valores de

CUADRO 116. ESTIMACIÓN DE LOS PERÍODOS DE REFERENCIA DE LAS PROBABILIDADES CONDICIONALES DE SUPERVIVENCIA FEMENINA, BOLIVIA, 1975

| Edad n (1) | Proporción de no viudos $NW_m(n)$ (2) | Indicador del tiempo de exposición $x_f(n)$ (3) | Función standard $Z_f(n)$ (4) | Función de corrección $u_f(n)$ (5) | Período de referencia[a] $t_f(n)$ (6) | Fecha de referencia (7) | Probabilidad condicional de supervivencia femenina $l_f(n)/l_f(20)$ (8) | Nivel de mortalidad Oeste (9) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 25 | 0.9821 | 25.4 | 0.090 | 0.0899 | 1.0 | 1974.6 | 0.9830 | 16.8 |
| 30 | 0.9654 | 30.4 | 0.090 | 0.0923 | 3.3 | 1972.3 | 0.9622 | 16.6 |
| 35 | 0.9553 | 35.4 | 0.091 | 0.0898 | 5.6 | 1970.0 | 0.9543 | 18.2 |
| 40 | 0.9272 | 40.4 | 0.106 | 0.0949 | 7.8 | 1967.8 | 0.9253 | 17.5 |
| 45 | 0.9107 | 45.4 | 0.143 | 0.1259 | 9.7 | 1965.9 | 0.9132 | 18.4 |
| 50 | 0.8762 | 50.4 | 0.198 | 0.1680 | 11.3 | 1964.3 | 0.8817 | 18.3 |
| 55 | 0.8086 | 55.4 | 0.265 | 0.2083 | 12.7 | 1962.9 | 0.8155 | 17.1 |

[a] Número de años antes de la encuesta que definen la fecha a la que se refieren las estimaciones de supervivencia.

$l_f(2)$ obtenidos en el paso 3, los valores de $NW_m(n)$ y el valor de $RSW$ correspondiente al standard Oeste (nivel 16 femenino) en la ecuación (C.3). El valor de $RSW$ se toma del cuadro 114 y es igual a 0,94181. A título de ejemplo, se calcula a continuación $l_f(35)$:

$$l_f(35) = -2.5558 + 0.00183(23.2) - 0.00556(25.3)$$
$$+ 1.4558(0.9553) + 1.0565(0.8071)$$
$$+ 1.1989(0.94181)$$
$$= 0.7186$$

La columna (7) del cuadro 117 muestra la serie completa de estimaciones de $l_f(n)$ y la columna (8) indica los niveles que implican en la familia Oeste de las tablas de vida modelo de Coale y Demeny (obtenidos por interpolación lineal entre los valores que figuran en el cuadro 236 del anexo VIII).

Una comparación de esos niveles de mortalidad con los presentados en el cuadro 116 indica que las estimaciones de las probabilidades condicionales de supervivencia asociadas con los segundos implican una mortalidad sustancialmente inferior (esto es, niveles más altos) a la implícita en los valores de $l_f(n)$ obtenidos tomando en cuenta la mortalidad en la niñez. La razón inmediata de tal diferencia es que las estimaciones de mortalidad en la niñez empleadas implican una mortalidad muy alta (esto es, niveles bajos), y por ello, su uso en el cálculo de $l_f(n)$ reduce los niveles de mortalidad correspondientes. Como en el caso de los datos sobre orfandad, la existencia de tales diferencias indica una o más de tres posibilidades: que el modelo Oeste no representa adecuadamente el patrón de la mortalidad por edades en Bolivia; que la mortalidad en la niñez fue sobrestimada, o que los informantes masculinos no declaren de manera fidedigna la supervivencia de sus primeras esposas. Aunque la información presentada aquí no nos permite establecer cuál de esos mecanismos es el que opera, un análisis más completo de los datos de Bolivia indica que la información sobre viudez subestima considerablemente la mortalidad. Las deficiencias de los datos sobre viudez en este caso particular también vienen sugeridas por el hecho de que los niveles de mortalidad asociados tanto con las probabilidades condicionales de supervivencia como con las relativas a la supervivencia desde el nacimiento (columnas (9) y (8) de los cuadros 116 y 117, respectivamente) no aumentan cuando la edad del informante disminuye (esto es, cuando uno se mueve hacia el presente en términos de fechas de referencia). Tomadas tal cual, esas estimaciones implicarían que la mortalidad de las mujeres adultas en Bolivia ha aumentado con el tiempo. La escasa verosimilitud de tal hecho pone inmediatamente en tela de juicio su precisión, pero es la comparación entre esos niveles y los que implican las estimaciones de la mortalidad en la niñez lo que indica mejor las inconsistencias de los datos. De aquí que el caso boliviano sea un buen ejemplo de cómo la aplicación de una diversidad de métodos de estimación permite aquilatar la calidad de los datos.

c) *Datos sobre viudez clasificados por duración del matrimonio*

Cuando la proporción de informantes casados alguna vez cuyo primer cónyuge vive aún se tabula por sexo y por el tiempo transcurrido desde su primera unión o matrimonio (en el sentido más amplio de este término) la estimación de $l(n)$ resulta algo más sencilla teóricamente porque se conoce directamente el período de exposición al riesgo de morir y no es necesario estimarlo con información sobre la edad. Esta simplificación permite que las series de variables independientes usadas para estimar $l(n)$ en la ecuación (C.3) sean reducidas. Así, cuando la mortalidad masculina se estima a partir de la proporción de mujeres no viudas cuyo primer matrimonio se celebró entre los $k$ y $k + 4$ años antes de la encuesta, denotada por $NW_f(k)$, el equivalente de la ecuación (C.3) se convierte en

$$l_m(n) = a(n) + b(n)\, l_m(2) + c(n)\, NW_f(n-20) + d(n)\, SMAM_m \qquad \text{(C.4)}$$

donde $l_m(2)$ es la probabilidad de sobrevivir entre el nacimiento y la edad exacta 2 entre los varones; $SMAM_m$ es la edad media de los varones solteros al momento de contraer matrimonio; y $NW_f(n - 20)$ es la proporción de informantes femeninas cuyo primer matrimonio ocurrió entre $n - 20$ y $n - 16$ años antes de la entrevista y cuyo primer marido vivía todavía al momento de la entrevista. La ecuación que hay que usar para estimar la mortalidad femenina es

$$l_f(n) = a(n) + b(n)\, l_f(2) + c(n)\, NW_m(n-20) + d(n)\, SMAM_f \qquad \text{(C.5)}$$

CUADRO 117. ESTIMACIÓN DE LA SUPERVIVENCIA FEMENINA DESDE EL NACIMIENTO USANDO DATOS SOBRE LA INCIDENCIA DE VIUDEZ ENTRE VARONES, BOLIVIA, 1975

| *Grupo de edad* (1) | *Edad n* (2) | *Proporción de no viudos* $NW_m(n)$ (3) | *Fecha de referencia* (4) | *Nivel Oeste para* $l_f(2)$ (5) | *Probabilidad de supervivencia hasta la edad exacta 2* $l_f(2)$ (6) | *Probabilidad de supervivencia femenina desde el nacimiento* $l_f(n)$ (7) | *Nivel Oeste para* $l_f(n)$ (8) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 25-29 ..... | 25 | 0.9821 | 1974.6 | 11.2 | 0.8167 | 0.7434 | 12.8 |
| 30-34 ..... | 30 | 0.9654 | 1972.3 | 10.9 | 0.8110 | 0.7222 | 13.0 |
| 35-39 ..... | 35 | 0.9553 | 1970.0 | 10.7 | 0.8071 | 0.7186 | 13.7 |
| 40-44 ..... | 40 | 0.9272 | 1967.8 | 10.4 | 0.8012 | 0.6894 | 13.7 |
| 45-49 ..... | 45 | 0.9107 | 1965.9 | 10.2 | 0.7973 | 0.6803 | 14.3 |
| 50-54 ..... | 50 | 0.8762 | 1964.3 | 10.0 | 0.7934 | 0.6541 | 14.4 |
| 55-59 ..... | 55 | 0.8086 | 1962.9 | 9.9 | 0.7913 | 0.6010 | 14.1 |

donde $SMAM_f$ es la edad media de las mujeres solteras al momento de contraer matrimonio; $NW_m$ $(n - 20)$ es ahora la proporción de informantes varones cuyas primeras esposas vivían aún al momento de la entrevista y cuyo primer matrimonio ocurrió entre $n - 20$ y $n - 16$ años antes de la entrevista; y $l_f$ (2) es la probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta la edad de 2 años para las mujeres.

En ambos casos, $a(n)$, $b(n)$, $c(n)$ y $d(n)$ representan los valores de los coeficientes obtenidos usando la regresión para ajustar las ecuaciones (C.4) y (C.5) a casos simulados. Sus valores figuran en los cuadros 118 y 119. El cuadro 118 se refiere a la mortalidad masculina y los valores que recoge deben usarse con la ecuación (C.4), mientras que el cuadro 119 atañe a la mortalidad femenina y sus valores han de utilizarse con la ecuación (C.5).

Cabe notar que aunque este método es más sencillo desde el punto de vista teórico, que el que usa datos sobre viudez clasificados por edad, puede, en la práctica, producir resultados deficientes en países donde una proporción apreciable de la población casada alguna vez vive en uniones consensuales más bien que en matrimonios oficiales, ya que, en tal caso, muchos informantes tendrán dificultades para establecer de modo inequívoco la fecha en que se inició su primera unión. En particular, miembros de uniones relativamente inestables pueden tender a declarar la supervivencia de la persona con quien viven en ese momento más bien que la de su primer compañero o compañera, hecho que reducirá artificialmente las proporciones observadas de viudos.

Un problema que el método basado en duración comparte con el que usa datos clasificados por edad es que los coeficientes presentados en los cuadros 118 y 119 se obtuvieron de casos simulados suponiendo la mortalidad constante. Cuando la mortalidad ha estado cambiando, las estimaciones de supervivencia calculadas exclusivamente a partir de las proporciones de informantes con primer cónyuge vivo se referirán, en general, a diferentes períodos. Tal como se vio en la subsección C.3 *a*), en las ecuaciones (C.4) y (C.5) deberían usarse estimaciones de $l(2)$ para los mismos períodos de referencia que las probabilidades condicionales de supervivencia estimadas a partir de las proporciones con primer cónyuge superviviente.

Con respecto al período de referencia de las estimaciones deducidas de la información sobre viudez, la versión basada en datos clasificados por duración presenta la ventaja sobre la versión basada en la edad de permitir el uso de cohortes hipotéticas cuando se dispone de datos sobre viudez clasificados por duración a partir de dos encuestas distantes entre sí cinco o 10 años. En tal caso, pueden estimarse las proporciones de no viudos para una cohorte hipotética de matrimonios siguiendo el procedimiento descrito para los datos de orfandad en la subsección B.2 d), y de las ecuaciones (C.4) y (C.5) pueden obtenerse directamente estimaciones de $l(n)$ relativas específicamente al período entre encuestas cuando se usan como estimaciones de $l(2)$ las obtenidas ya sea a partir de otra cohorte hipotética (véase sección D del capítulo III) o bien a partir de la segunda encuesta y relativas más o menos al período entre las encuestas, y como valores de $SMAM$ los relativos también a dicho período. Para el cálculo de $SMAM$ es viable un enfoque de cohortes hipotéticas, tal como se muestra en el anexo I, aunque, a menos que los patrones de nupcialidad estén cambiando muy rápidamente, sería

CUADRO 118. COEFICIENTES PARA ESTIMAR LA SUPERVIVENCIA MASCULINA DESDE EL NACIMIENTO A PARTIR DE PROPORCIONES DE MUJERES CON PRIMER MARIDO SUPERVIVIENTE, CLASIFICADAS POR DURACIÓN DEL PRIMER MATRIMONIO

| *Edad* $n$ *(1)* | *Grupo de duración (2)* | *Coeficientes* $a(n)$ *(3)* | $b(n)$ *(4)* | $c(n)$ *(5)* | $d(n)$ *(6)* |
|---|---|---|---|---|---|
| 20..... | 0-4 | −3.4875 | 0.9607 | 3.4884 | 0.00077 |
| 25..... | 5-9 | −1.5427 | 0.9387 | 1.5458 | 0.00131 |
| 30..... | 10-14 | −1.1558 | 0.9165 | 1.1521 | 0.00224 |
| 35..... | 15-19 | −0.9867 | 0.8942 | 0.9703 | 0.00346 |
| 40..... | 20-24 | −0.8978 | 0.8703 | 0.8638 | 0.00499 |

Ecuación de estimación:

$$l_m(n) = a(n) + b(n)\, l_m(2) + c(n)\, NW_f(n-20) + d(n)\, SMAM_m$$

CUADRO 119. COEFICIENTES PARA ESTIMAR LA SUPERVIVENCIA FEMENINA DESDE EL NACIMIENTO A PARTIR DE PROPORCIONES DE VARONES CON PRIMERA ESPOSA SUPERVIVIENTE, CLASIFICADOS POR DURACIÓN DEL PRIMER MATRIMONIO

| *Edad* $n$ *(1)* | *Grupo de duración (2)* | *Coeficientes* $a(n)$ *(3)* | $b(n)$ *(4)* | $c(n)$ *(5)* | $d(n)$ *(6)* |
|---|---|---|---|---|---|
| 20..... | 0-4 | −4.0224 | 0.9386 | 4.0102 | 0.00263 |
| 25..... | 5-9 | −1.6857 | 0.9083 | 1.7107 | 0.00189 |
| 30..... | 10-14 | −1.2271 | 0.8801 | 1.2701 | 0.00203 |
| 35..... | 15-19 | −1.0284 | 0.8519 | 1.0780 | 0.00277 |
| 40..... | 20-24 | −0.9168 | 0.8212 | 0.9675 | 0.00392 |

Ecuación de estimación:

$$l_f(n) = a(n) + b(n)\, l_f(2) + c(n)\, NW_m(n-20) + d(n)\, SMAM_f$$

aceptable usar estimaciones de *SMAM* obtenidas de cualquiera de las encuestas o un promedio de las obtenidas de ambas.

i) *Datos requeridos*

Con el fin de estimar las probabilidades de supervivencia masculina (femenina), se necesitan los datos siguientes:

*a*) Estimaciones de $l(2)$, probabilidad de sobrevivir entre el nacimiento y la edad exacta 2, para varones (mujeres), y para los diferentes períodos de tiempo. Tales estimaciones se obtienen, por lo general, de información sobre hijos nacidos vivos e hijos supervivientes usando los métodos descritos en el capítulo III;

*b*) La edad media de varones (mujeres) solteros al momento de contraer matrimonio. Se remite al lector al anexo I para una descripción de cómo calcular este parámetro;

*c*) Proporción de informantes femeninas (masculinos) casadas alguna vez, cuyo primer cónyuge vivía aún al momento de la entrevista, clasificadas por duración del matrimonio (en sentido estricto, la clasificación debería hacerse con respecto al tiempo transcurrido desde la primera unión). Véase la subsección B.3 c) i) para una discusión de los posibles tipos de datos con los que cabe calcular tales proporciones.

ii) *Procedimiento de cálculo*

A continuación se describen los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de la edad media al momento de contraer matrimonio de los cónyuges de los informantes.* Véase el anexo I para una descripción detallada del procedimiento que ha de seguirse en el cálculo de este parámetro.

*Paso 2: cálculo de los períodos de referencia de las probabilidades condicionales de supervivencia obtenidas de información sobre viudez.* Este paso es idéntico al presentado como paso 4 en la subsección B.3 *c*) ii). Por lo tanto, su descripción no se repite aquí.

*Paso 3: estimación de la probabilidad de sobrevivir hasta los 2 años de edad para el sexo de los cónyuges de los informantes.* Hay que remitirse a los métodos descritos en el capítulo III. Teóricamente, esas probabilidades, denotadas por $l(2)$, deberían obtenerse para cada uno de los períodos de referencia estimados en el paso 2. Las probabilidades $l(2)$ se necesitan sólo para el sexo de los cónyuges de los informantes. Cuando no se dispone de datos sobre mortalidad en la niñez por sexo, pueden usarse modelos para establecer de modo aproximado diferenciales adecuados de la mortalidad por sexo.

*Paso 4: estimaciones de las probabilidades de supervivencia desde el nacimiento.* La estimación de las probabilidades de supervivencia, $l(n)$, se hace sustituyendo en la ecuación (C.4) o (C.5), según sea el sexo de los informantes, los valores de *SMAM* y $l(2)$ obtenidos en pasos anteriores, las proporciones observadas de informantes con primer cónyuge vivo, $NW(n)$, y los coeficientes apropiados. Es importante que las proporciones $NW(n)$ que determinan la estimación de supervivencia para un determinado período se correspondan con el valor de $l(2)$ relativo al mismo período.

iii) *Un ejemplo detallado*

Como ejemplo de la estimación de la mortalidad de adultos usando información sobre la proporción de informantes cuyo primer cónyuge vivía aún al momento de la entrevista, clasificados por duración del matrimonio, se usa una vez más el caso de Panamá. En ese país, la pregunta sobre viudez se hizo tanto a hombres como a mujeres durante la Encuesta Demográfica de 1976. Las respuestas obtenidas se tabularon por duración de la primera unión y ya se han presentado para los informantes varones en el cuadro 104. El número de informantes de duración conocida que no saben si su primera mujer vive o murió es, casi siempre, pequeño, y queda excluido tanto del numerador como del denominador al calcular las proporciones de no viudos. Sin embargo, tal como se señaló en la subsección B.3 *c*) iii), esos datos contienen un número sustancial de casos de duración marital desconocida. El problema suscitado por esos casos de duración desconocida no puede resolverse tan fácilmente, y el lector es remitido a la discusión realizada en la subsección B.3 *c*) iii). En este ejemplo, se han excluido totalmente los casos de duración desconocida al calcular las proporciones de informantes varones cuyas primeras mujeres vivían aún al momento de la entrevista, tal como se indica en la columna (3) del cuadro 120.

El procedimiento de cálculo requiere los pasos siguientes:

*Paso 1: cálculo de la edad media de las mujeres solteras al momento de contraer matrimonio.* Según la encuesta de 1976, la edad media al momento de contraer matrimonio era, para las mujeres solteras, de 21,95 años (véase anexo I).

*Paso 2: cálculo de los períodos de referencia de las probabilidades condicionales de supervivencia femenina*

CUADRO 120. ESTIMACIÓN DE LAS PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA FEMENINA DESDE EL NACIMIENTO USANDO DATOS SOBRE LA SITUACIÓN DE VIUDEZ DE INFORMANTES VARONES CLASIFICADOS POR DURACIÓN DEL MATRIMONIO, PANAMÁ, 1976

| *Grupo de duración* (1) | *Edad n* (2) | *Proporción de no viudos* $NW_m(n\text{-}20)$ (3) | *Fecha de referencia* (4) | *Nivel Oeste para* $l_f(2)$ (5) | *Probabilidad de sobrevivir hasta la edad de 2 años* $l_f(2)$ (6) | *Probabilidad de supervivencia femenina desde el nacimiento* $l_f(n)$ (7) | *Nivel Oeste para* $l_f(n)$ (8) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 0-4 | 20 | 0.9970 | 1975.6 | 20.7 | 0.9621 | 0.9365 | 20.2 |
| 5-9 | 25 | 0.9895 | 1973.3 | 20.1 | 0.9551 | 0.9160 | 19.6 |
| 10-14 | 30 | 0.9794 | 1971.1 | 19.5 | 0.9477 | 0.8955 | 19.2 |
| 15-19 | 35 | 0.9658 | 1968.9 | 18.9 | 0.9401 | 0.8744 | 18.9 |
| 20-24 | 40 | 0.9428 | 1967.0 | 18.5 | 0.9348 | 0.8491 | 18.6 |

*obtenidas de información sobre viudez.* Este paso se llevó a cabo de modo detallado en la subsección B.3 *c*) iii) (paso 4), de modo que sólo se citan aquí los resultados obtenidos. La columna (4) del cuadro 120 muestra las fechas de referencia asociadas con las probabilidades condicionales de supervivencia, derivadas de información sobre viudez clasificada por duración del matrimonio. Esas fechas han sido copiadas del cuadro 106 e indican los períodos para los que se necesitan estimaciones de la mortalidad femenina en la niñez.

*Paso 3: estimación de la probabilidad de sobrevivir hasta los 2 años de edad para mujeres.* En el capítulo III se presentaron dos ejemplos detallados usando datos de la Encuesta Demográfica de Panamá en 1976, uno basado en datos clasificados por edad de la madre (subsección B.3) y el otro fundado en datos clasificados por duración del matrimonio (subsección C.3). Las estimaciones logradas en cada caso no son idénticas, por lo que hay que hacer una elección entre ambas. Las estimaciones procedentes de los datos de duración presentan, en términos de niveles de mortalidad Oeste, una tendencia bastante lineal con respecto al tiempo (si se prescinde de la estimación asociada con el grupo de duración de 0 a 4), y tienen la ventaja relativa de obtenerse con el mismo tipo de datos (clasificados por duración) que las estimaciones de supervivencia de adultos aquí consideradas. Por ello, cabe esperar que cualesquiera errores presentes en un conjunto sean similares a los del otro y será por lo tanto más fácil detectarlos.

El cuadro 121 muestra los niveles de mortalidad Oeste consistentes con las estimaciones de mortalidad en la niñez obtenidas en la subsección C.3 del capítulo III, juntamente con sus fechas de referencia. Un gráfico de esos niveles en el tiempo muestra que los valores desde el segundo al quinto siguen una tendencia aceptablemente lineal. Por lo tanto, la línea definida por los valores segundo y quinto puede usarse para estimar los niveles vigentes durante las fechas de referencia de las estimaciones de supervivencia deducidas de los datos de viudez (listadas en la columna (4) del cuadro 120). La tendencia lineal ajustada a los niveles estimados de mortalidad en la niñez tiene como pendiente:

$$(20.0-18.1)/(1973.0-1965.6)=0.257$$

De aquí que el nivel correspondiente a 1971,1, por ejemplo, sea

$$18.1+0.257(1971.1-1965.6)=19.5$$

Todos los demás niveles de mortalidad que figuran en la columna (5) del cuadro 120 se obtienen de modo similar; y por interpolación entre los valores de $l(2)$ listados en el cuadro 236 del anexo VIII, se obtienen las estimaciones de $l_f(2)$ necesarias como insumos para la ecuación (C.5). La serie completa de estimaciones de $l_f(2)$ figura en la columna (6) del cuadro 120.

CUADRO 121. NIVELES DE MORTALIDAD OESTE QUE IMPLICAN LAS ESTIMACIONES DE MORTALIDAD EN LA NIÑEZ OBTENIDAS DE DATOS CLASIFICADOS POR DURACIÓN DEL MATRIMONIO, PANAMÁ, 1976

| *Grupo de duración* (1) | *Fecha de referencia* (2) | *Nivel de mortalidad Oeste* (3) |
|---|---|---|
| 0-4 | 1975.3 | 21.3 |
| 5-9 | 1973.0 | 20.0 |
| 10-14 | 1970.6 | 19.7 |
| 15-19 | 1968.3 | 18.9 |
| 20-24 | 1965.6 | 18.1 |

*Paso 4: estimación de las probabilidades de supervivencia desde el nacimiento para mujeres.* La ecuación de estimación que hay que usar en el caso de informantes varones es (C.5) con $SMAM_f = 21{,}95$, los valores de $l_f(2)$ listados de la columna (6) del cuadro 120, las proporciones $NW_m(n-20)$ de la columna (3) del mismo cuadro, y $a(n)$, $b(n)$, $c(n)$ y $d(n)$ del cuadro 119. El uso de la ecuación (C.5) es sencillo. Los resultados finales figuran en la columna (7) del cuadro 120. La consistencia de las estimaciones en términos de niveles de mortalidad equivalente impresiona, pero hay que señalar que todas las estimaciones están determinadas en buena medida por el valor de $l_f(2)$ que se usa como insumo, hecho que reduce considerablemente su rango de variación. Sin embargo, la influencia de $l_f(2)$ es menor sobre las estimaciones de mortalidad correspondientes a los grupos de duración mayor, para los que las estimaciones de mortalidad son bastante similares, en términos del nivel que implican, a las obtenidas de la supervivencia en la niñez, por lo que no puede rechazarse la importancia de la consistencia observada.

# *Capítulo V*

# ESTIMACION DE LA MORTALIDAD ADULTA A PARTIR DE INFORMACION SOBRE LA DISTRIBUCION DE LOS FALLECIMIENTOS POR EDAD

## A. ANTECEDENTES DEL MÉTODO

### 1. *Uso de información sobre defunciones por edad y sexo*

El método más directo de calcular tasas de mortalidad es usando información sobre defunciones por edad obtenida de un sistema de registro civil. Sin embargo, aun cuando muchos países poseen tal sistema de registro sucede con frecuencia que no todos los fallecimientos son captados por él. En consecuencia, la tasa de mortalidad que implican las defunciones declaradas suele ser una subestimación de la verdadera tasa de mortalidad vigente en la población de que se trate, requiriéndose algún método de ajuste para transformar la tasa de mortalidad declarada en una estimación mejor de las condiciones de mortalidad genuinas. Es claro que esto mismo se aplica a las tasas de mortalidad por edades: cuando se calcula una tabla de mortalidad del modo ordinario, si las defunciones declaradas están subregistradas, la función de supervivencia, $l(x)$, disminuirá demasiado lentamente a medida que la edad aumente y las estimaciones de la esperanza de vida estarán sesgadas positivamente.

Desde hace tiempo, los demógrafos han sugerido varios métodos de ajuste para las defunciones registradas. Se han elegido dos para su inclusión aquí: uno propuesto por Preston y Coale[1], y el otro sugerido por Brass[2]. En el capítulo IX se presenta un tercer método que compara las defunciones registradas entre dos censos con los fallecimientos que implican las distribuciones censales por edad.

Los dos métodos descritos en este capítulo se basan en el supuesto de que la población que se está estudiando es estable (véase sección C del capítulo I). Ambas soportan bastante bien infracciones de la hipótesis de estabilidad, en particular cambios recientes en la fecundidad y modificaciones graduales en la mortalidad. No obstante, los métodos se aplican estrictamente sólo a poblaciones estables, por lo que convendrá recordar los rasgos principales de tales poblaciones. Una población estable es aquella que está sujeta a fecundidad y mortalidad constantes durante un largo período. Una característica de tal población es que la tasa de crecimiento exponencial es constante con respecto a la edad, de lo que se sigue que esa misma tasa de crecimiento se aplica a nacimientos, defunciones, fallecimientos en cualquier grupo de edad y a la población de cada grupo de edad.

Los métodos presentados se basan también en el supuesto de que el grado de cobertura del registro de defunciones es el mismo para todas las edades. Es decir, no se supone que la cobertura es igual al 100%; pero si es, por ejemplo, sólo del 80%, tal porcentaje se aplica a todos los grupos de edad. En la práctica, como las defunciones de niños y de adultos están con frecuencia sujetas a distintos grados de cobertura, tales métodos se usan sólo para estimar la mortalidad de adultos (en el capítulo III se examinan procedimientos adecuados para estimar la mortalidad en la niñez). Estimaciones de la mortalidad en la niñez obtenidas mediante los métodos descritos en el capítulo III y las tasas de mortalidad para edades adultas ajustadas por los métodos que se describen en este capítulo pueden combinarse del modo convencional o usando patrones modelo de mortalidad como se explica en el capítulo VI.

### 2. *Organización de este capítulo*

Los dos métodos descritos en el presente capítulo usan información sobre la distribución por edad de las defunciones y de la población. Ambos suponen que la población es estable y que el grado de cobertura del registro de fallecimientos es más o menos el mismo en todas las edades a partir de la niñez (desde los 5 ó 10 años). Los datos básicos necesarios pueden obtenerse de un sistema de registro civil (defunciones por edad) y de un censo (distribución por edad de la población) o de encuestas, ya sean de índole retrospectiva o prospectiva. En todos los casos, es importante asegurar que las defunciones se refieren a la población cuya distribución por edad se está usando en el análisis. Para ayudar al usuario a seleccionar el método más indicado para una determinada aplicación, a continuación se describen brevemente los métodos presentados (en el cuadro 122 se indican los datos requeridos y los parámetros que se estiman):

*Sección B. Método de Preston y Coale.* De la teoría de las poblaciones estables se obtiene una ecuación que relaciona la población de edad $x$ con las defunciones de edad $x$ y más multiplicadas por una serie de factores que incorporan la tasa de crecimiento estable. Los cocientes entre la población estimada de edad $x$ obtenida de los fallecimientos de edades $x$ y más y la población declarada de edad $x$, denotados por $\hat{N}(x)/N(x)$, indican la cobertura relativa del registro de

[1] Samuel Preston, Ansley J. Coale, James Trussell y Maxine Weinstein, "Estimating the completeness of reporting of adult deaths in populations that are approximately stable", *Population Studies*, vol. 46, No. 2 (verano de 1980), págs. 179 a 202.

[2] William Brass, *Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data* (Chapel Hill, North Carolina, Carolina Population Center, Laboratories for Population Studies, 1975).

CUADRO 122. GUÍA ESQUEMÁTICA DEL CONTENIDO DEL CAPÍTULO V

| *Sección* | *Tipo de datos empleados* | *Parámetros estimados* |
|---|---|---|
| B. Método de Preston y Coale | Defunciones en un año clasificadas por grupos quinquenales de edad y por sexo<br>Población a mediados de año clasificada por grupos quinquenales de edad y por sexo<br>Estimación provisional de la tasa de crecimiento | Grado de cobertura del registro de defunciones en relación con la cobertura de la población<br>Estimación revisada de la tasa de crecimiento<br>Estimación revisada de la tasa de mortalidad para edades superiores a los 10 años |
| C. Método de la ecuación de equilibrio de Brass | Defunciones en un año clasificadas por grupos quinquenales de edad y por sexo<br>Población a mediados de año clasificada por grupos quinquenales de edad y por sexo | Grado de cobertura del registro de defunciones en relación con la cobertura de la población<br>Estimación de la tasa de crecimiento<br>Estimación revisada de la tasa de mortalidad para edades superiores a los 10 años |

defunciones. Aunque es necesario suponer una tasa de crecimiento, $r$, para calcular $\hat{N}(x)$, puede elegirse como valor óptimo de $r$ aquel que produce el conjunto más consistente de cocientes $\hat{N}(x)/N(x)$ para valores diferentes de $x$. Este método es más resistente a desviaciones de la estabilidad que el de Brass, pero es más sensible a ciertos tipos de errores en las declaraciones de edad;

*Sección C. Método de la ecuación de equilibrio de Brass.* En una población estable, el ritmo de entrada en la población de $x$ años y más, esto es, el de llegada a la edad $x$, es igual al ritmo de salida por fallecimiento del mismo segmento de población más la tasa de crecimiento de la población estable, que es la misma para todos los valores de $x$. Este método usa tal relación para estimar la tasa de crecimiento estable y el grado de cobertura del registro de defunciones. Este método es un tanto menos vulnerable a la exageración de edades que el método de Preston y Coale, pero es más sensible a los efectos de una desestabilización producida por un rápido descenso de la mortalidad.

## B. MÉTODO DE PRESTON Y COALE

### 1. *Fundamento y justificación del método*

En toda población, el número de personas en un determinado grupo de edad, digamos 25 a 29 años, en un determinado momento $t$ es igual al número total de defunciones de esas personas desde el momento $t$, cuando sus miembros tienen de 25 a 29 años, hasta que el último superviviente haya fallecido. Si sólo se registra el 50% de las defunciones ocurridas cada año, el cociente del número total de defunciones declaradas respecto de la población real será 0,5, valor que mide el grado de cobertura del registro. El procedimiento de Preston y Coale se basa en esta sencilla idea. Claro está que en el ejemplo citado habría que esperar mucho tiempo para tener una estimación de la cobertura del registro. Sin embargo, cuando el número de defunciones que ocurren después del momento $t$ puede estimarse a partir del número de fallecimientos registrados durante un año calendario, la comparación del número declarado de personas en un determinado grupo de edad con el número estimado a partir de las defunciones esperadas de ese grupo proporcionará una estimación de la cobertura del registro de fallecimientos. En una población estable, existe una relación precisa entre el número de defunciones en un año dado y el número de personas en la población. Las personas que de edad $x$ en un año dado, entre las que se están produciendo defunciones, son los supervivientes de los nacidos $x$ años antes, que, por las propiedades de las poblaciones estables, tienen que diferir de los nacimientos en el año dado por el factor exp $(-rx)$. Por ello, el número de defunciones que se producirán entre los nacidos en el año considerado cuando lleguen a la edad $x$ diferirá del número de fallecimientos entre personas de edad $x$ en ese año por el factor exp $(rx)$.

De esto se sigue que el número de fallecimientos que se producirán entre las personas de edad $x$ en un año dado (teóricamente igual al número de esas personas) puede estimarse a partir del número de fallecimientos registrados en ese año de edad $x$ o superior. Concretamente, si $N(x)$ es el número de personas de edad exacta $x$ en una población estable con tasa de crecimiento $r$, y $D(x)$ es el número de defunciones de edad $x$, entonces una estimación de $N(x)$, $\hat{N}(x)$, se obtiene como sigue

$$\hat{N}(x) = \sum_{a=x}^{\omega} D(a)\exp(r(a-x)). \qquad \text{(B.1)}$$

Si la población fuera verdaderamente estable, la tasa de crecimiento se estimara fielmente, y las defunciones y la población fueran captadas con precisión, $\hat{N}(x)$ sería igual a $N(x)$. Sin embargo, cuando los fallecimientos están consistentemente subregistrados en alguna proporción fija (digamos, 20%), $\hat{N}(x)/N(x)$ será inferior a 1,0 (en este caso, 0,8). Como $\hat{N}(x)$ es una estimación de la población de edad exacta $x$, no puede compararse directamente con la población declarada, que se tabula de ordinario por grupos quinquenales de edad. Se puede estimar $N(x)$ como $({}_5N_{x-5} + {}_5N_x)/10$ donde ${}_nN_x$ es la población declarada entre las edades $x$ y $x + n$; o, alternativamente, ${}_5\hat{N}_x$ puede estimarse como 2,5 $(\hat{N}(x) + \hat{N}(x+5))$.

Así, el cociente de $\hat{N}(x)$ y $N(x)$ es una estimación de la cobertura del registro de defunciones en relación con la de la población, pero no se recomienda estimar tal cobertura con un solo cociente $\hat{N}(x)/N(x)$ o ${}_5\hat{N}_x/{}_5N_x$, ya

que el número de personas declaradas en una determinada edad (incluso si se calcula como el promedio del número correspondiente a un intervalo centrado en $x$) puede estar sub o sobrenumerado debido a declaraciones erróneas de la edad, o debido a omisiones diferenciales de personas por tramos de edades. Se puede obtener una estimación mejor de la cobertura del registro de fallecimientos en relación con la de la población aun a partir de cocientes erráticos $\hat{N}(x)/N(x)$ calculando algún tipo de valor representativo de tales cocientes a través de un amplio tramo de edades. Por ejemplo, puede usarse la mediana, o el cociente de la suma de estimaciones de ${}_5\hat{N}_x$ en un extenso tramo de edades respecto de la suma de ${}_5N_x$ para el mismo tramo. La posibilidad obvia es el cociente

$$C = \sum_{x=0}^{\omega} {}_5\hat{N}_x \Big/ \sum_{x=0}^{\omega} {}_5N_x, \qquad \text{(B.2)}$$

que es una comparación de la población total estimada a partir del número de defunciones con la población total enumerada. Sin embargo, tal posibilidad no es necesariamente la mejor ya que las estimaciones de $\hat{N}(0)$ y ${}_5\hat{N}_0$ se basan, en parte, en el número de defunciones infantiles y de la niñez, que constituyen de ordinario una gran proporción del número total de fallecimientos y están sujetas a menudo a un grado de cobertura muy distinto del de las defunciones en edades mayores.

Otro problema que se suscita al estimar $\hat{N}(x)$ es la estimación de la población asociada con las defunciones declaradas en el último tramo de edad. En efecto, en el extremo superior de las edades alcanzadas por el ser humano, se usa por lo general un "intervalo abierto" para clasificar tanto los fallecimientos como la población. Este intervalo puede tener la forma 90+, 85+, 80+ ó 75+. Si el límite inferior del intervalo abierto se denota por $A$, la estimación de $\hat{N}(A)$ y de $\hat{N}(A+)$ a partir de $D(A+)$ y de la tasa de crecimiento requiere de procedimientos especiales al no disponerse de la distribución de las defunciones dentro del intervalo abierto. Puede probarse que la estimación de $\hat{N}(A)$ es menos sensible a la incertidumbre sobre la distribución de las defunciones en el intervalo abierto que la estimación de $\hat{N}(A+)$.

Debido a las dificultades especiales que entraña estimar los valores de $\hat{N}$ en la niñez y en el intervalo abierto, una opción práctica para obtener valores menos erráticos de los cocientes entre población estimada y población declarada consiste en dividir la suma de los valores estimados ${}_5\hat{N}_x$ para ciertos tramos de edad $x$ (desde los 5 hasta los $A - 5$ años, cinco años antes del comienzo del intervalo abierto) entre la suma de los valores declarados de ${}_5N_x$ para el mismo tramo.

Se sugiere, por tanto, que se consideren dos conjuntos de estimaciones para evaluar la cobertura del registro de defunciones en relación con la de la población: la secuencia de $10\hat{N}(x)/{}_{10}N_{x-5}$, y la secuencia de cocientes $\hat{N}(x \text{ a } A)/N(x \text{ a } A)$ para diferentes valores de $x$. En una situación ideal en que las edades estén declaradas con precisión, la distribución por edades sea genuinamente estable, la tasa de crecimiento sea conocida, y la cobertura del registro de defunciones sea constante con la edad, ambas secuencias de cocientes variarán muy poco con la edad y producirán la misma estimación del grado de cobertura. En la práctica (como ya se dijo), el primer conjunto de estimaciones será errático debido a declaraciones erróneas de la edad de la población o a la sub o sobrenumeración diferencial de la misma por grupos de edad. Además, ocurre con frecuencia que ambas estimaciones, $\hat{N}(x)$ y $\hat{N}(x \text{ a } A)$, se vean afectadas por infracciones a los supuestos en que se basa el método. Resulta, sin embargo, que las infracciones más comunes con respecto a tales hipotésis producen desviaciones características en la tendencia invariante que se esperaría de la secuencia $\hat{N}/N$, desviaciones que son bastante patentes y que, en ciertas circunstancias, son interpretables. Con el fin de examinar tales desviaciones, el método de estimación propuesto se aplicó a datos de una población estable con una tasa de crecimiento de 0,025, que había sido artificialmente distorsionada. A continuación se resumen las conclusiones derivadas de ese experimento.

a) *Elección incorrecta de la tasa de crecimiento.* En el diagrama A de la figura 11, se indican las curvas de $\hat{N}/N$ para la opción correcta de la tasa de crecimiento $r$ (0,025), y para valores que son demasiado altos o demasiado bajos. Puede verse que si $r$ es demasiado alta, la secuencia de $\hat{N}/N$ disminuye con la edad; lo contrario ocurre cuando el valor de $r$ es demasiado bajo;

b) *Exageración de la edad al morir.* Muy a menudo la edad de las personas mayores tiende a ser exagerada, tal vez porque su prestigio social crece conforme avanza la edad. También es común que las edades de los difuntos al momento de morir sean exageradas, con frecuencia en mayor grado que las edades de las personas vivas. Tal situación, en la que la edad de los difuntos se exagera en relación con la edad de las personas vivas, produce la serie creciente de cocientes $\hat{N}/N$ que se ilustra en el diagrama B de la figura 11. La exageración de la edad al morir sesga positivamente la estimación de $\hat{N}(x)$ de dos maneras. Recuérdese que $\hat{N}(x)$ es la suma de los productos de las defunciones en las edades $x$ por términos exponenciales $\exp(r(a - x))$ (ecuación (B.1)). Exageración de la edad al morir a través de una transferencia de defunciones de edades inferiores a $x$ a edades superiores infla a $\hat{N}(x)$ por la simple exageración del número relativo de defunciones por encima de la edad $x$. Además, una exageración de la edad al morir que opera sólo en el tramo de edades superiores a $x$ (esto es, sin transferencia de edades inferiores a $x$ a edades superiores) también infla a $\hat{N}(x)$ por el motivo siguiente. Cuando se calcula la suma

$$\sum_{a=x}^{\omega} D(a)\exp(r(a-x))$$

que determina a $\hat{N}(x)$, una transferencia de defunciones de edades inferiores a las superiores dentro del tramo superior a $x$ conduce a multiplicar las defunciones

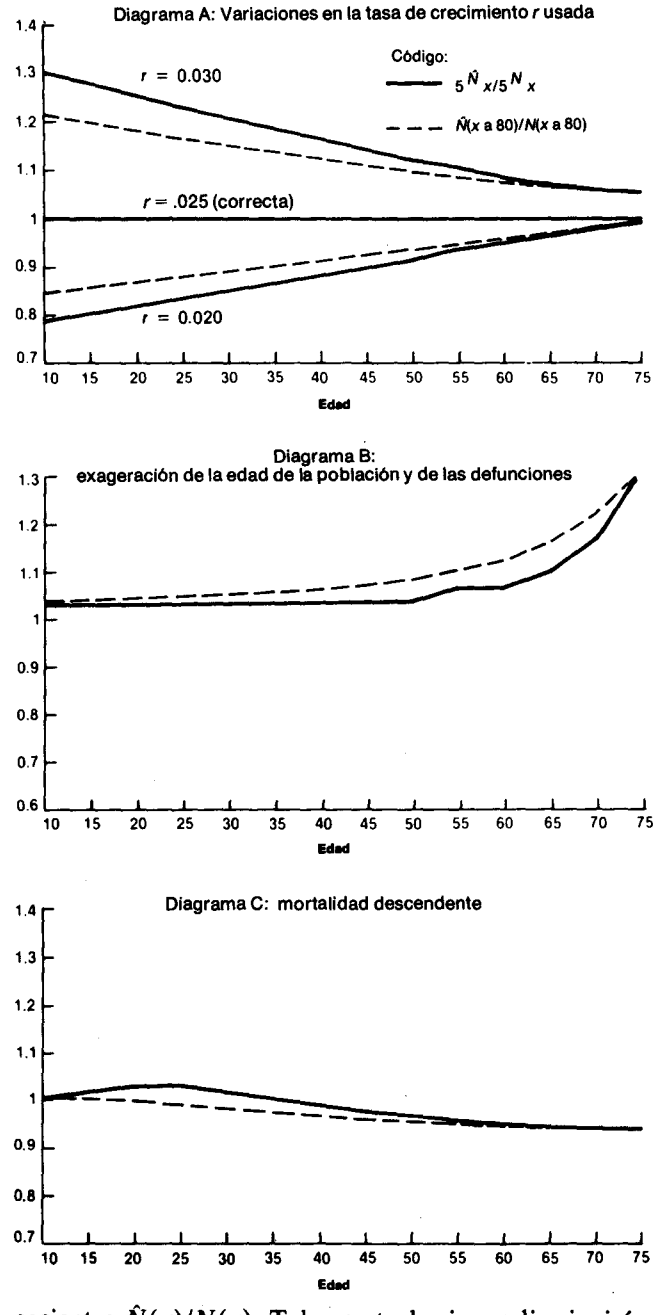
transferidas por un factor exponencial mayor que el que les correspondería.

El primer efecto o efecto directo de la transferencia de defunciones a través de alguna edad frontera $x$ es sustancialmente mayor que el segundo efecto o efecto indirecto de la exageración de la edad por encima de $x$, resultando el primero en una distribución demasiado vieja de las defunciones por edades arriba de la edad $x$, que debido al efecto indirecto distorsiona los resultados para todos los valores de $x$. La magnitud del efecto indirecto disminuye, sin embargo, cuando $x$ desciende, siendo a la edad 10 sólo la mitad de lo que es a la edad 70, por ejemplo, si las transferencias netas de defunciones se producen únicamente a través de las edades 75, 80 y 85. El efecto general, por tanto, de la exageración de la edad al morir en el gráfico de $\hat{N}(x)/N(x)$ será probablemente una tendencia al alza, casi imperceptible desde $x$ hasta la edad en que la exageración empieza, seguida de un pronunciado salto hacia arriba que refleja los efectos directos de la exageración. Los valores de los puntos hasta dicho salto no deberían verse seriamente afectados por sesgos, a menos que la exageración de la edad al morir afecte aún a las edades bastante jóvenes;

c) *Falta de estabilidad.* Cuando la fecundidad ha disminuido recientemente o ha habido un déficit de nacimientos en algún momento del pasado que haya resultado en una cohorte pequeña, la distribución por edades no sería estrictamente estable. La comparación entre el número verdadero de personas de $x$ años de edad y el número estimado a partir del número de defunciones, incluso si éstas se declararan en su totalidad, se vería afectada. Concretamente, cohortes pequeñas causadas por baja fecundidad ya sea en las edades más jóvenes debido a un descenso reciente, o en otras edades debido a problemas temporales (e.g. una guerra), resultarán en valores altos de $\hat{N}(x)/N(x)$ para esas edades. Claro que si la estimación de la cobertura del registro de defunciones de adultos se obtiene sólo en base a defunciones y población por encima de los 15 ó 20 años de edad, la falta de estabilidad ocasionada por cambios recientes en la fecundidad no afectará los resultados. Una situación más frecuente en poblaciones contemporáneas de países en desarrollo es el descenso continuo de la mortalidad a través de los últimos 20 ó 30 años. Un historial de mortalidad descendente produce una distribución por edades distinta de la de una población estable, pero por lo general las diferencias entre ambas no son grandes. En el diagrama C de la figura 11 se grafica la secuencia de cocientes $\hat{N}/N$ derivada de una población típica cuya mortalidad ha estado disminuyendo. La secuencia de valores $\hat{N}(x)/N(x)$ aumenta y luego disminuye, mientras que la de $\hat{N}(x \text{ a } A)/N(x \text{ a } A)$ disminuye lentamente al principio y luego con más rapidez. La pauta en cada caso dependerá de la tendencia real que haya seguido el descenso de la mortalidad y del período de tiempo en que la disminución haya tenido lugar, aunque suele ser usual que se observe una pauta en forma de U invertida.

En toda población real, claro está, los errores típicos en las declaraciones de edad de la población tenderán a producir una pauta en zigzag en la secuencia de

**Figura 11. Ilustración de los efectos de desviaciones de los supuestos en la tendencia de los cocientes entre población estimada y población declarada, $\hat{N}/N$, para casos modelo**




cocientes $\hat{N}(x)/N(x)$. Tales perturbaciones disminuirán cuando se considere la versión acumulada de esos cocientes, $\hat{N}(x \text{ a } A)/N(x \text{ a } A)$, esto es, cuando la población estimada en el tramo de edad de $x$ al límite inferior del intervalo abierto se compare con el número de personas en la población enumerada en el mismo intervalo de edad, de $x$ a $A$. Por desgracia, no siempre es fácil distinguir entre los efectos de las diferentes infracciones posibles de las hipótesis con que se trabaja.

Tanto la exageración de la edad al morir como la selección de una tasa de crecimiento que sea demasiado baja producen una secuencia creciente de $\hat{N}(x)/N(x)$. Sin embargo, valores demasiado pequeños de $r$ hacen que la secuencia aumente casi linealmente con la edad,

mientras que la exageración de la edad al morir, concentrada como suele acontecer en las edades mayores, produce un salto brusco a partir de la primera edad en la que se produce una transferencia sistemática de defunciones hacia edades superiores. Si la $r$ elegida es demasiado pequeña, hay que ensayar un valor superior. Cuando $\hat{N}(x)/N(x)$ aumenta bruscamente sólo a partir de los 75 años de edad, por ejemplo, la causa probable es la exageración de la edad al morir. Puede entonces intentarse la estimación del número de defunciones transferidas de un grupo de edad al siguiente, realizar una corrección aproximada redistribuyendo las defunciones declaradas por edad y volver a calcular la serie de cocientes $\hat{N}(x)/N(x)$. Generalmente esta corrección sólo reducirá ligeramente los cocientes $\hat{N}(x)/N(x)$ para las edades más jóvenes. Una alternativa a la redistribución puede ser la selección de una menor edad inicial para el intervalo abierto, de tal manera que las edades afectadas por exageración queden restringidas exclusivamente a dicho intervalo.

Un problema más difícil es el de distinguir un conjunto descendente de cocientes $\hat{N}(x)/N(x)$ debido a una historia de mortalidad descendente del producido por una tasa de crecimiento demasiado alta. La distinción es de importancia porque el uso de una tasa de crecimiento menor reduciría la estimación de cobertura, siendo que la estimación derivada de una población con un historial de mortalidad descendente puede ser ya demasiado baja. Por ello, al encontrarse con una serie descendente de $\hat{N}(x)/N(x)$, hay que decidir en base a otra información si la población de que se trata ha experimentado en los últimos años reducciones importantes de la mortalidad. Cuando tal descenso se haya producido, como estimación de la cobertura puede usarse la mediana de los cocientes de población acumulada con edades iniciales de 10 a 35 años o de 10 a 45. Por otra parte, cuando sea improbable un descenso prolongado y sustancial de la mortalidad, puede ensayarse un valor inferior de la tasa de crecimiento para producir una secuencia menos variable de cocientes $\hat{N}(x)/N(x)$.

Desgraciadamente, el tono en general optimista de esta discusión sobre el valor diagnóstico de la secuencia $\hat{N}(x)/N(x)$ no se justifica siempre en la práctica. Los errores no son en todos los casos tan regulares como se quisiera, y combinaciones de diferentes tipos de ellos pueden dar lugar a pautas en las que los cocientes $\hat{N}(x)/N(x)$ no pueden interpretarse de acuerdo a las sencillas reglas que acaban de presentarse. Por tanto, no siempre es posible obtener una única e inequívoca estimación del grado de cobertura, aunque mediante el uso juicioso de diferentes tasas de crecimiento e intervalos abiertos, debería ser posible obtener cierta idea de los límites entre los que se halla la cifra verdadera.

## 2. *Datos requeridos*

Para aplicar este método se necesitan los datos siguientes:

*a*) Las defunciones ocurridas durante un período de tiempo específico, de ordinario un año dado (aunque también puede usarse el promedio de un período bienal o quinquenal), clasificadas por edad. Grupos quinquenales de edad son adecuados. Aunque no es esencial, resulta útil la clasificación por sexo.

*b*) La población por grupo de edad (y sexo) correspondiente a la mitad del período al que se refieren las defunciones.

*c*) Una estimación de la tasa de crecimiento durante el período. No será menester contar con una estimación precisa, ya que una elección incorrecta de $r$ resultaría patente en el gráfico de diagnóstico $\hat{N}(x)/N(x)$. De hecho, la selección final de $r$ puede hacerse escogiendo aquel valor que produzca la serie más invariante de dichos cocientes con respecto a los grupos de edad centrales.

## 3. *Procedimiento de cálculo*

A continuación se describen los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: estimación de la tasa de crecimiento.* Como el método se aplica sobre todo a las edades "adultas", la estimación provisional de la tasa de crecimiento puede obtenerse como la tasa de crecimiento intercensal de la población de más de 10 ó 15 años. Una mejor estimación puede encontrarse tomando la mediana de las tasas de crecimiento de la población de más de 10, 15, 20, ..., 60 años. Si los censos fueron realizados en los tiempos $t_1$ y $t_2$, y en el momento $t_1$ la población ascendía a $N_1$ y en el momento $t_2$ a $N_2$, entonces la tasa de crecimiento se calcula así: $r = ln\ (N_1/N_2)/(t_1 - t_2)$. Cuando no existen datos censales que permitan estimar tasas de crecimiento, será necesario usar un procedimiento iterativo comenzando con un valor razonable de $r$ y modificándolo de tal manera que disminuya la variación en la secuencia de $\hat{N}(x)/N(x)$, o sea haciendo su gráfico lo más horizontal posible.

*Paso 2: estimación de la población al punto medio del período considerado.* En sentido estricto, cuando los datos sobre defunciones se refieran a un determinado año, debería usarse la distribución por edad de la población a la mitad de ese año. Si se levantó un censo hacia la mitad de ese año, pueden usarse sus datos sin ajuste. Cuando los datos de población se refieren al comienzo o al final de año, una estrategia posible es usar el promedio de defunciones ocurridas en los dos años adyacentes. Otra solución es ajustar las cifras de población para que concuerden en el tiempo con los datos sobre defunciones. El modo más sencillo de efectuar este ajuste es suponer que la población está creciendo al ritmo estimado en el paso 1. Así, si $t_m$ es la fecha correspondiente al punto medio del período (o año) a que se refieren las defunciones y $t_c$ es la fecha de referencia del censo, los valores ajustados de la población se calculan así:

$$ {}_5N_x^{adj} = {}_5N_x \exp\left(r(t_m - t_c)\right) $$

Adviértase que los valores de ${}_5N_x$ y $N(x+)$ se verían todos multiplicados por el mismo factor de ajuste $\exp(r(t_m - t_c))$. Así, en la práctica, resulta mucho más sencillo aplicar este método sin ajustar los datos sobre

población al principio, y ajustando sólo más tarde la cobertura estimada del registro de defunciones, $C$, por el factor $\exp(-r(t_m - t_c))$. Asimismo, cuando se esté interesado en tasas de mortalidad ajustadas por edades y no en el nivel de cobertura *per se*, no será necesario ninguno de estos ajustes. En ausencia de los ajustes descritos aquí, $C$ será una estimación de la cobertura del registro de defunciones en relación con el tamaño de la población no ajustada, por lo que multiplicando los fallecimientos declarados por $1{,}0/C$ y dividiendo entre la población sin ajustar se obtendrán las mismas tasas de mortalidad estimadas que las derivadas cuando la población se ajusta del modo que se ha explicado arriba.

Otra situación común que requiere ajustar los valores de ${}_5N_x$ es la que surge cuando las defunciones corresponden a un período intercensal. En ese caso, las cifras de población deberían ser el promedio de las registradas por los dos censos y los datos sobre defunciones deberían ser el número medio anual de defunciones.

*Paso 3: estimación de la población a partir de las defunciones registradas.* Puede demostrarse que la ecuación (B.1), que se usa para calcular la población estimada en la edad exacta $x$, $\hat{N}(x)$, puede expresarse de forma recursiva como $\hat{N}(x) = \hat{N}(x+5)\exp(5r) + {}_5D_x \exp(2{,}5r)$. De aquí que el cálculo de $\hat{N}(x)$ sea inmediato, excepto para el intervalo abierto. Por lo general, como la estimación para ese intervalo requiere un cierto grado de aproximación, conviene usar un intervalo abierto lo más estrecho posible, tomando en consideración los efectos potenciales de la exageración de edades.

Para cada uno de los intervalos quinquenales de edad, $x$ a $x + 4$, se supone que el lapso que separa a $x$ del punto medio del intervalo proporciona una estimación adecuada del período medio durante el cual las defunciones deben ser ponderadas mediante la tasa de crecimiento estable. En el caso del intervalo abierto (defunciones de edades $A$ y superiores), no hay punto medio, por lo que se requiere algún procedimiento alternativo para incluir en el análisis esos fallecimientos que tienen tanto peso. Son dos los problemas suscitados: el primero es decidir qué edad $A$ hay que seleccionar como límite inferior del intervalo abierto, y el segundo es estimar cuál es la edad de las defunciones del intervalo que, junto con la tasa de crecimiento, define el factor de ponderación adecuado.

El primer problema se resuelve a veces por la forma en que están tabulados los datos. Si las tabulaciones de las defunciones por edad terminan en los grupos quinquenales 55 a 59, 60 a 64 ó 65 a 69, dejando intervalos abiertos que comienzan en valores de $A$ de 60, 65 ó 70, respectivamente, entonces lo mejor que puede hacerse es considerar como dado el valor de $A$. Si la clasificación por edades es más detallada, surge la pregunta de si hay que usar la $A$ dada o utilizar un valor inferior. La ventaja de usar el valor más alto de $A$ que permitan las tabulaciones está en que en cuanto mayor sea el valor de $A$, menor será la aproximación hecha para estimar la edad de ponderación de las defunciones en el intervalo abierto. La ventaja de usar un valor inferior de $A$ es que los errores en la declaración de edad de las defunciones, que probablemente aumentan con la edad, se verán reducidos. Por lo general, puede adoptarse como valor de $A$ 75 excepto en casos en que las declaraciones de edad sean extremadamente buenas, cuando cabrá emplear valores de 80 u 85. Se elige la edad 75 porque ofrece el saldo más ventajoso entre los beneficios obtenidos al reducir los efectos de errores en la declaración de edades avanzadas y los inconvenientes relacionados con la aproximación realizada al estimar la ponderación de los fallecimientos en el intervalo abierto.

El segundo problema, esto es, estimar la ponderación de los fallecimientos en el intervalo abierto, se resuelve usando modelos. Siendo $A$ el límite inferior del intervalo abierto, el número de personas de edad $A$ vendrá dado por

$$\hat{N}(A) = \sum_{x=A}^{\omega} D(x)\exp(r(x-A))$$

expresión que no puede calcularse directamente de los datos porque no se dispone de los valores de $D(x)$. Sin embargo, existe un período de tiempo, $z(A)$, tal que

$$D(A+)\exp(rz(A)) = \sum_{x=A}^{\omega} D(x)\exp(r(x-A))$$

que permite calcular el número de personas de $A$ años de edad a partir del número de defunciones de edades $A$ o superiores, $D(A+)$, como sigue

$$\hat{N}(A) = D(A+)\exp(rz(A)) \qquad \text{(B.3)}$$

Los valores de $z(A)$ se han estimado a partir de datos simulados usando tasas de crecimiento, niveles de mortalidad, patrones de mortalidad y valores de $A$ diferentes. Se usó regresión por mínimos cuadrados para relacionar los valores de $z(A)$ con dos parámetros disponibles en toda aplicación, a saber, la tasa de crecimiento $r$ y el valor exponencial del cociente entre las defunciones de más de 45 años y las de más de 10 años. Los coeficientes que figuran en el cuadro 123 permiten estimar $z(A)$ para valores de $A$ que varían entre 45 y 85 para cada familia de las tablas modelo de mortalidad de Coale y Demeny usando la ecuación siguiente:

$$z(A) = a(A) + b(A)r + c(A)\exp\left[\frac{D(45+)}{D(10+)}\right] \qquad \text{(B.4)}$$

En toda aplicación concreta, por lo tanto, puede estimarse el valor de $z(A)$ a partir de la tasa de crecimiento, $r$, estimada en el paso 1, y el cociente entre las defunciones de edad 45 y más y las defunciones de edad 10 y más, cociente que puede calcularse a partir de la distribución de defunciones por grupos de edad. La población de edad $A$ podrá entonces estimarse usando la ecuación (B.3). Cuando no existen indicaciones sobre qué familia de las tablas de mortalidad es la más apropiada, la Oeste resulta, a falta de otra mejor, una selección satisfactoria.

Una vez que se ha calculado el valor de $\hat{N}(A)$ a partir de las defunciones en el intervalo de edad abierto, los demás cálculos son inmediatos. Se empieza con el intervalo abierto y se continúa hacia abajo, usando las siguientes ecuaciones recursivas para calcular $\hat{N}(A-5)$ o partir de $\hat{N}(A)$, $\hat{N}(A-10)$ a partir de $\hat{N}(A-5)$ y así sucesivamente:

$$\hat{N}(x) = \hat{N}(x+5)\exp(5r) + {}_5D_x \exp(2.5r) \qquad \text{(B.5)}$$

$${}_5\hat{N}_x = 2.5(\hat{N}(x) + \hat{N}(x+5)) \qquad \text{(B.6)}$$

donde ${}_5D_x$ es el número de defunciones declaradas en el intervalo de $x$ a $x+4$.

CUADRO 123. COEFICIENTES[a] PARA ESTIMAR LA EDAD DE PONDERACIÓN DEL INTERVALO ABIERTO, $z(A)$, A PARTIR DEL COCIENTE DE DEFUNCIONES DE MÁS DE 45 AÑOS RESPECTO DE LAS DE MÁS DE 10 AÑOS Y LA TASA DE CRECIMIENTO DE LA POBLACIÓN

| *Modelo de mortalidad* (1) | *Edad A* (2) | *Coeficientes* $a(A)$ (3) | $b(A)$ (4) | $c(A)$ (5) |
|---|---|---|---|---|
| Norte ..... | 45 | −11.42 | 185.2 | 17.02 |
| | 50 | −10.63 | 167.2 | 14.99 |
| | 55 | − 9.78 | 147.8 | 12.96 |
| | 60 | − 8.57 | 126.1 | 10.85 |
| | 65 | − 6.83 | 101.6 | 8.62 |
| | 70 | − 4.53 | 74.6 | 6.28 |
| | 75 | − 1.91 | 47.1 | 3.98 |
| | 80 | 0.46 | 22.7 | 2.00 |
| | 85 | 1.82 | 6.4 | 0.67 |
| Sur ..... | 45 | −15.26 | 183.4 | 18.23 |
| | 50 | −14.91 | 168.4 | 16.36 |
| | 55 | −14.22 | 151.2 | 14.38 |
| | 60 | −12.89 | 130.8 | 12.22 |
| | 65 | −10.67 | 106.4 | 9.80 |
| | 70 | − 7.53 | 78.4 | 7.15 |
| | 75 | − 3.84 | 48.8 | 4.47 |
| | 80 | − 0.47 | 22.6 | 2.14 |
| | 85 | 1.47 | 5.6 | 0.63 |
| Este ..... | 45 | −15.87 | 174.3 | 18.06 |
| | 50 | −15.14 | 158.5 | 16.06 |
| | 55 | −13.97 | 140.4 | 13.93 |
| | 60 | −12.10 | 118.8 | 11.60 |
| | 65 | − 9.43 | 93.9 | 9.05 |
| | 70 | − 6.07 | 66.5 | 6.38 |
| | 75 | − 2.52 | 39.3 | 3.81 |
| | 80 | 0.37 | 16.8 | 1.73 |
| | 85 | 1.79 | 3.5 | 0.48 |
| Oeste ..... | 45 | −13.43 | 181.4 | 17.57 |
| | 50 | −12.49 | 163.6 | 15.49 |
| | 55 | −11.24 | 143.7 | 13.34 |
| | 60 | − 9.50 | 121.2 | 11.07 |
| | 65 | − 7.21 | 96.1 | 8.67 |
| | 70 | − 4.48 | 69.2 | 6.23 |
| | 75 | − 1.64 | 42.9 | 3.91 |
| | 80 | 0.72 | 20.5 | 1.98 |
| | 85 | 2.03 | 5.9 | 0.70 |

*Nota:* $z(A)$ es la edad que satisface la relación

$$D(A+)\exp(rz(A)) = \sum_{A}^{\omega} D(x)\exp(rx)$$

y se estima con la ecuación

$$z(A) = a(A) + b(A)r + c(A)\exp\left\{\frac{D(45+)}{D(10+)}\right\}$$

[a] Basados en 11 niveles de mortalidad, con $e_0$ variando entre 40 y 75 años aproximadamente.

*Paso 4: estimación del grado de cobertura del registro de defunciones.* Puede considerarse que la cobertura del registro de fallecimientos, $C$, viene indicada por el nivel promedio de la secuencia de valores $\hat{N}(x)/N(x)$, o de la secuencia $\hat{N}(x \text{ a } A)/N(x \text{ a } A)$. Se sugiere el uso de la mediana o de la media de los valores para las edades donde la última secuencia sea aproximadamente constante, digamos, desde los 10 años a los 45. Si el gráfico de los cocientes $\hat{N}(x)/N(x)$ muestra una tendencia en general creciente con $x$, sugiriendo que la tasa de crecimiento usada es demasiado baja, o una tendencia descendente con $x$, sugiriendo que la tasa utilizada es demasiado alta, tal tasa debería modificarse y deberían repetirse los cálculos. Cuando se requiera alguna comprobación para decidir qué conjunto de puntos proporciona la mejor aproximación a una línea horizontal, pueden sumarse las desviaciones absolutas de los puntos, excluyendo las singularidades obvias, respecto de su promedio general, excluyendo también tales singularidades, y puede adoptarse la tasa de crecimiento que produzca la suma mínima. Otro procedimiento consiste en dividir los puntos, excluyendo singularidades, en dos grupos de igual tamaño (por ejemplo, puntos desde las edades 10 a 35 y desde 40 a 65), calcular el promedio de $\hat{N}(x)/N(x)$ para cada grupo, y aceptar la tasa de crecimiento que reduzca al mínimo la diferencia entre ambos promedios. Cuando la pendiente de $\hat{N}(x)/N(x)$ indique que la tasa de crecimiento no es la apropiada, puede usarse la regla siguiente para estimar un valor ajustado de $r$. El efecto de una estimación de $r$ que incorpore un error $\Delta r$ sobre $\hat{N}(x)$ es aumentar $\hat{N}(x)$ por un multiplicador $1 + (\Delta r)e_x$, donde $e_x$ es la esperanza de vida a la edad $x$. Puesto que $e_x$ no varía mucho con el nivel general de mortalidad para valores avanzados de $x$, no es necesario estimar $e_x$ en cada aplicación para obtener una primera aproximación razonable de $\Delta r$. Si se promedian los valores de $\hat{N}(x)/N(x)$ para $x$ variando entre 20 y 40 y entre 40 y 60, la diferencia entre estos promedios (que es un indicador aproximado de la pendiente) y que se deriva restando la media de 20 a 40 de aquella de 40 a 60, permite obtener una primera aproximación de $\Delta r$ dividiendo tal diferencia entre 14,5. Este valor de 14,5 está indicado para una $e_{10}$ de unos 55 años; si el valor verdadero de $e_{10}$ fuera 45 años, el valor del denominador debería ser del orden de 12,7, mientras que para 65 sería 18,4.

*Paso 5: ajuste de las tasas de mortalidad registradas por efecto de cobertura y cálculo de una tabla de vida para adultos.* Si los intervalos de edad son, por ejemplo, 10 a 14, ..., 75 a 79, 80+, entonces las tasas de mortalidad ajustadas se calculan como sigue:

$${}_5m_x^{aj} = \frac{{}_5D_x}{C} \cdot \frac{1.0}{{}_5N_x} \text{ para } x = 10, \ldots, 75 \qquad \text{(B.7)}$$

y

$${}_{\omega-80}m_{80}^{aj} = \frac{D(80+)}{C} \cdot \frac{1.0}{N(80+)} \text{ para } x = 80 \qquad \text{(B.8)}$$

Luego, los valores ${}_5m_x$ se convierten del modo usual en valores ${}_5q_x$ de la tabla de vida para los grupos de edad desde 10 a 14 hasta 75 a 79:

$$ {}_5q_x = \frac{(5.0)\,{}_5m_x^{aj}}{1.0 + (2.5)\,{}_5m_x^{aj}} \qquad \text{(B.9)} $$

A continuación, usando la relación $l(x+5) = l(x)(1{,}0 - {}_5q_x)$, pueden determinarse los valores de $l(x)$ para las edades de 15 a 80 usando como radical $l(10)$ igual 1,0. Si se dispone de una estimación de $l(10)$ a partir de los procedimientos descritos en el capítulo III, puede emplearse directamente para calcular la tabla de vida completa. En cualquier caso, generalmente seguirán observándose ciertas irregularidades en la secuencia de los valores ajustados ${}_5m_x$, a causa de declaraciones erróneas de la edad o de otros errores, y será conveniente un mayor ajuste y suavizamiento, por ejemplo mediante comparaciones con modelos de mortalidad. Para más detalles sobre esos tipos de ajustes, véase el capítulo VI.

### 4. *Primer ejemplo detallado*

Se considera en primer lugar el caso de la población femenina de El Salvador en 1961. Las defunciones registradas en ese año, clasificadas por edad, figuran en el cuadro 124, juntamente con la población enumerada por el censo de 1961, cuya fecha de referencia es el 5 de mayo de ese año.

CUADRO 124. POBLACIÓN FEMENINA Y DEFUNCIONES POR EDAD, EL SALVADOR, 1961

| *Edad* (1) | *Defunciones femeninas registradas* ${}_5D_x$ (2) | *Población femenina declarada* ${}_5N_x$ (3) | *Población femenina de edad x a 75* $N(x \text{ a } 75)$ (4) |
|---|---|---|---|
| 0..... | 6 909 | 214 089 | 1 258 060 |
| 5..... | 610 | 190 234 | 1 043 971 |
| 10..... | 214 | 149 538 | 853 737 |
| 15..... | 266 | 125 040 | 704 199 |
| 20..... | 291 | 113 490 | 579 159 |
| 25..... | 271 | 91 663 | 465 669 |
| 30..... | 315 | 77 711 | 374 006 |
| 35..... | 349 | 72 936 | 296 395 |
| 40..... | 338 | 56 942 | 223 859 |
| 45..... | 357 | 46 205 | 166 417 |
| 50..... | 385 | 38 616 | 120 212 |
| 55..... | 387 | 26 154 | 81 596 |
| 60..... | 647 | 29 273 | 55 442 |
| 65..... | 449 | 14 964 | 26 169 |
| 70..... | 504 | 11 205 | 11 205 |
| 75..... | 1 360[a] | 16 193[a] | - |
| TOTAL | 13 652 | 1 274 253 | |

[a] Para el intervalo abierto 75+.

*Paso 1: estimación de la tasa de crecimiento.* En El Salvador se realizaron censos en 1950, 1961 y 1971. De las cifras de población acumulada, $N(x+)$, se calcularon tasas de crecimiento para la población de más de 10, 15, 20, ..., 60 años, del modo siguiente: $r = \ln[N_2(x+)/N_1(x+)]/(t_2 - t_1)$; para cada uno de los dos períodos intercensales. Los resultados se recogen en el cuadro 125, junto con los promedios de ambos. Si la población fuera realmente estable y todos los datos se registraran con precisión, las tasas de crecimiento tendrían que ser iguales. Un examen del cuadro 125 revela que no lo son, así que hay que proceder a alguna elección. La mediana de los valores promedio (que corresponde aproximadamente a las tasas de crecimiento de 1961) para las edades que van desde 20 hasta 60 años, 0,0287, fue la elegida. Si tal selección resultara deficiente, el gráfico de diagnóstico de $\hat{N}/N$ revelará el error y podrá hacerse una selección mejor.

CUADRO 125. TASAS DE CRECIMIENTO INTERCENSAL PARA MUJERES, EL SALVADOR, 1950-1971

| *Tramo de edades* (1) | *Tasa de crecimiento* | | |
|---|---|---|---|
| | *1950-1961* (2) | *1961-1970* (3) | *Promedio* (4) |
| 10+..... | 0.0236 | 0.0330 | 0.0283 |
| 15+..... | 0.0224 | 0.0307 | 0.0266 |
| 20+..... | 0.0232 | 0.0289 | 0.0260 |
| 25+..... | 0.0246 | 0.0287 | 0.0266 |
| 30+..... | 0.0258 | 0.0290 | 0.0274 |
| 35+..... | 0.0253 | 0.0298 | 0.0276 |
| 40+..... | 0.0266 | 0.0307 | 0.0287 |
| 45+..... | 0.0284 | 0.0309 | 0.0296 |
| 50+..... | 0.0293 | 0.0311 | 0.0302 |
| 55+..... | 0.0351 | 0.0326 | 0.0338 |
| 60+..... | 0.0366 | 0.0327 | 0.0346 |

*Paso 2: estimación de la población al punto medio del período considerado.* Las cifras de población corresponden a la fecha de referencia del censo del 5 de mayo, mientras que los fallecimientos se centran en el 1º de julio. Así, los valores de ${}_5N_x$ y de $N(x \text{ a } A)$ son demasiado bajos en una pequeña cuantía. La diferencia de tiempo entre mediados de año y el 5 de mayo es de 56 días, esto es, 0,1534 de un año. Así, el factor de ajuste que debería aplicarse a los datos de población es $\exp[(0{,}1534)(0{,}0287)] = 1{,}0044$. Sin embargo, como se dijo antes, los datos de población no tienen que ajustarse en esta etapa, ya que es más sencillo ajustar el grado de cobertura resultante del registro de defunciones (véase paso 4 *infra*).

*Paso 3: estimación de la población a partir de las defunciones registradas.* En este caso, el intervalo abierto es el grupo de edad de 75 y más, por lo que $A$ se toma igual a 75. De este modo, con el fin de comenzar el cálculo recursivo de $\hat{N}$, se necesita una estimación de $z(75)$.

La tasa de crecimiento se ha estimado en 0,0287, y el patrón de mortalidad que se considera adecuado es el de la familia Oeste, por lo que todo lo que se requiere para estimar $z(75)$ es el cociente de los fallecimientos en las edades 45 y más respecto de aquellos fallecidos en las edades 10 y más. Acumulación desde abajo en la columna (2) del cuadro 124, produce

$$ D(45+) = {}_{\omega-75}D_{75} + {}_5D_{70} + \cdots + {}_5D_{45} $$

$$ = 1{,}360 + 504 + \cdots + 357 = 4{,}089 $$

El valor de $D(10+)$ puede obtenerse más fácilmente restando las defunciones de las edades inferiores a 10 de todos los fallecimientos:

$$D(10+) = D(0+) - {}_5D_0 - {}_5D_5$$

$$= 13{,}652 - 6{,}909 - 610 = 6{,}133$$

El cociente se calcula entonces así:

$$D(45+)/D(10+) = 4{,}089/6{,}133 = 0.6667$$

y el valor exponencial que tiene es:

$$\exp[D(45+)/D(10+)] = \exp(0.6667) = 1.948$$

Usando los coeficientes del cuadro 123 en la ecuación (B.4)

$$z(75) = a(75) + b(75)(0.0287) + c(75)(1.948)$$

$$= -1.64 + (42.9)(0.0287) + (3.91)(1.948) = 7.21$$

$\hat{N}(75)$ se obtiene entonces aplicando la ecuación (B.3):

$$\hat{N}(75) = D(75+)\exp[rz(75)] =$$

$$(1{,}360)\exp[(0.0287)(7.21)]$$

$$= (1{,}360)(1.2299) = 1{,}672.9$$

A continuación se calcula $\hat{N}(70)$ usando la ecuación recursiva (B.5):

$$\hat{N}(70) = \hat{N}(75)\exp(5r) + {}_5D_{70}\exp(2.5r)$$

$$= (1{,}672.9)\exp[(5.0)(0.0287)]$$

$$+ (504)\exp[(2.5)(0.0287)]$$

$$= 1{,}931.0 + 541.5 = 2{,}472.5$$

En la columna (3) del cuadro 126 figuran estimaciones de $\hat{N}(x)$ para todos los valores requeridos de $x$. Seguidamente, ${}_5\hat{N}_{70}$ se calcula así:

$${}_5\hat{N}_{70} = 2.5(\hat{N}(75) + \hat{N}(70)) = 2.5(1{,}672.9 +$$

$$2{,}472.5) = 10{,}363.5$$

y $\hat{N}(x \text{ a } 75)$ se obtiene por acumulación. En las columnas (4) y (5) del cuadro 126 se muestran las series completas de valores estimados de ${}_5\hat{N}_x$ y de $\hat{N}(x \text{ a } 75)$.

*Paso 4: estimación del grado de cobertura del registro de defunciones.* Los valores de ${}_5\hat{N}_x/{}_5N_x$ y de $\hat{N}(x \text{ a } 75)/N(x \text{ a } 75)$ figuran en las columnas (6) y (7) del cuadro 126 (los denominadores de los cocientes se encuentran en las columnas (3) y (4) del cuadro 124); ambos conjuntos de valores se grafican en la figura 12. Para ilustrar la estabilidad de los cocientes $\hat{N}(x \text{ a } A)/N(x \text{ a } A)$ con respecto a $A$, también se presentan en el cuadro 126 sus valores usando un intervalo abierto de 60+. Aunque son ligeramente superiores a los que se obtienen usando como intervalo abierto 75+, las diferencias observadas son pequeñas. Puesto que, tal como muestra la figura 12, la secuencia de cocientes $\hat{N}(x \text{ a } 75)/N(x \text{ a } 75)$ es aproximadamente horizontal para el tramo de edad de 5 a 60 años, se elige su mediana, 0,825, como una estimación sin ajustar de $C$, cobertura del registro de defunciones. El ajuste de $C$ es necesario para tener en cuenta la diferencia que existe entre la fecha de enumeración de la población y la mitad del año (véase paso 2). Así, el grado de cobertura ajustado del registro de defunciones, $\hat{C}$, es

$$\hat{C} = 0.825/1.0044 = 0.821$$

Como en este caso la diferencia entre las fechas antes señaladas es relativamente pequeña, lo que separa al $C$ ajustado de aquel sin ajustar es mínimo, y a todos los efectos prácticos, cabe prescindir del ajuste. Sin embargo, importa recordar su necesidad teórica en casos en los que la diferencia de fechas sea mayor.

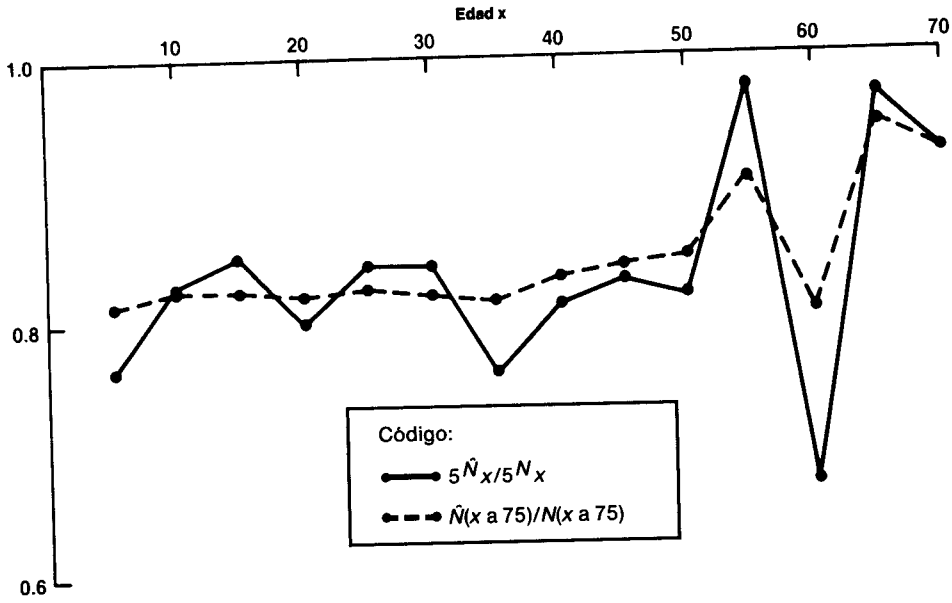
*Paso 5: ajuste de las tasas de mortalidad declarada.* Las tasas de mortalidad por edades pueden ajustarse de modo inmediato usando la ecuación (B.7) con

CUADRO 126. DEFUNCIONES DECLARADAS Y POBLACIÓN ESTIMADA PARA DIFERENTES EDADES, Y COCIENTES ENTRE POBLACIÓN ESTIMADA Y POBLACIÓN DECLARADA, MUJERES, EL SALVADOR, 1961

| Edad $x$ (1) | Defunciones declaradas ${}_5D_x$ (2) | Población estimada $\hat{N}(x)$ (3) | Población estimada ${}_5\hat{N}_x$ (4) | Población estimada $\hat{N}(x \text{ a } 75)$ (5) | Cociente entre población estimada y población declarada ${}_5\hat{N}_x/{}_5N_x$ (6) | Cociente entre población estimada y población declarada $\hat{N}(x \text{ a } 75)/N(x \text{ a } 75)$ (7) | Cociente entre población estimada y población declarada $\hat{N}(x \text{ a } 60)/N(x \text{ a } 60)$ (8) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 75..... | 1 360[a] | 1 672.9 | - | - | - | - | - |
| 70..... | 504 | 2 472.5 | 10 363.5 | 10 364 | 0.925 | 0.925 | - |
| 65..... | 449 | 3 336.4 | 14 522.3 | 24 886 | 0.970 | 0.951 | - |
| 60..... | 647 | 4 546.4 | 19 707.0 | 44 593 | 0.673 | 0.804 | - |
| 55..... | 387 | 5 663.7 | 25 525.3 | 70 118 | 0.976 | 0.908 | 0.992 |
| 50..... | 385 | 6 951.3 | 31 537.5 | 101 656 | 0.817 | 0.847 | 0.895 |
| 45..... | 357 | 8 407.5 | 38 397.0 | 140 053 | 0.831 | 0.842 | 0.873 |
| 40..... | 338 | 10 068.0 | 46 188.8 | 186 241 | 0.811 | 0.832 | 0.856 |
| 35..... | 349 | 11 996.5 | 55 161.3 | 241 403 | 0.756 | 0.815 | 0.829 |
| 30..... | 315 | 14 186.1 | 65 456.5 | 306 860 | 0.842 | 0.820 | 0.835 |
| 25..... | 271 | 16 666.3 | 77 131.0 | 383 991 | 0.841 | 0.825 | 0.839 |
| 20..... | 291 | 19 550.7 | 90 542.5 | 479 533 | 0.798 | 0.819 | 0.832 |
| 15..... | 266 | 22 853.3 | 106 010.0 | 580 543 | 0.848 | 0.824 | 0.837 |
| 10..... | 214 | 26 609.6 | 123 657.3 | 704 200 | 0.827 | 0.825 | 0.837 |
| 5..... | 610 | 31 371.0 | 144 951.5 | 849 152 | 0.762 | 0.813 | 0.824 |

[a] Para el grupo de edad abierto de 75 y más años.

**Figura 12. Gráfico de los cocientes entre población femenina estimada y población femenina declarada, El Salvador, 1961**




la estimación sin ajustar de $C$. Por ejemplo, la tasa de mortalidad ajustada para el grupo de edad de 50 a 54 viene dada por

$$ {}_5m_{50}^{aj} = \frac{{}_5D_{50}}{C({}_5N_{50})} = \frac{385}{(0.825)(38{,}616)} = 0.0121 $$

### 5. *Segundo ejemplo detallado*

El segundo ejemplo, que usa datos des Estado de Andra Pradesh en la India, muestra cómo es posible usar conjuntos de cocientes $\hat{N}/N$ para estimar la cobertura del registro de defunciones cuando la secuencia de esos cocientes es más irregular que en el caso de El Salvador. Los detalles de los cálculos no se presentan, sin embargo, ya que son similares a los del primer ejemplo.

*Paso 1: estimación de la tasa de crecimiento.* La población masculina de Andra Pradesh de 10 años y más aumentó de 13.137.000 al 1° de marzo de 1961 a 15.806.000 al 1° de abril de 1971. El período intercensal fue así de 10 años y 31 días, ó 10,085 años, por lo que la tasa de crecimiento intercensal de la población de 10 años y más, $r(10+)$, vendrá dada por

$$ r(10+) = [\ln(15.806) - \ln(13.137)]/10.085 $$

$$ = 0.0183 $$

*Paso 2: ajustes de los datos básicos.* Los datos básicos (para varones) sobre fallecimientos por edad y población por edades para 1970 y 1971 proceden del Sistema de Registro por Muestreo de la India y se publican en forma de distribución por edades de la población muestreada por 10.000 habitantes de todas las edades y de las tasas centrales de mortalidad, ${}_5m_x$. Se dispone de datos por grupos quinquenales de edad hasta el grupo de 65 a 69 años, siendo el intervalo abierto de 70 años y más. No se requieren ajustes para los datos de población, ya que supuestamente representan años-persona de exposición, pero los fallecimientos por grupos de edad han de obtenerse multiplicando las tasas centrales de mortalidad, ${}_5m_x$, por la población expuesta al riesgo de fallecer, ${}_5N_x$. En el cuadro 127 se hacen los cálculos por separado para 1970 y 1971. Las defunciones totales y la población total para el período 1970-1971 se obtienen entonces sumando las cifras para cada año, indicándose los resultados en las columnas (8) y (9) del cuadro 127.

*Paso 3: estimación de la población a partir de las defunciones declaradas.* El cociente de $D(45+)/D(10+)$ se calcula a partir del cuadro 127 como (122,32)/(173,22), esto es, 0,7062. Su valor exponencial es exp(0,7062) = 2,0263. Si se supone que la mortalidad en la India se ajusta al patrón Sur, $z(70)$ se estima como sigue:

$$ z(70) = -7.53 + (78.4)(0.0183) + (7.15)(2.0263) $$

$$ = 8.393 $$

El valor de $\hat{N}(70)$ se obtiene entonces así:

$$ \hat{N}(70) = D(70+)\exp[(8.393)(0.0183)] $$

$$ = (37.71)(1.1660) = 43.97 $$

En el cuadro 128 se muestran los resultados completos. El gráfico de los cocientes ${}_5\hat{N}_x/{}_5N_x$ y de $\hat{N}(x \text{ a } 70)/N(x \text{ a } 70)$ se presenta en la figura 13.

La curva ${}_5\hat{N}_x/{}_5N_x$ aumenta desde un valor inferior a 0,8 a los 5 años hasta más de 1,0 a la edad 20, para después bajar a 0,80 a los 40 años, manteniéndose entre 0,79 y 0,89 entre las edades 35 y 60, con la excepción de los 55 años. La explicación probable de estos altibajos es

CUADRO 127. DISTRIBUCIÓN POR EDAD DE LA POBLACIÓN MASCULINA, TASAS CENTRALES DE MORTALIDAD Y NÚMERO DERIVADO DE DEFUNCIONES, POR GRUPOS DE EDAD, ESTADO DE ANDRA PRADESH, INDIA, 1970 Y 1971

| Grupo de edad (1) | 1970 | | | 1971 | | | Número total de defunciones (8) | Población total (9) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Población masculina (2) | Tasa central de mortalidad (3) | Número de defunciones (4) | Población masculina (5) | Tasa central de mortalidad (6) | Número de defunciones (7) | | |
| 0-4 | 1 534 | 0.0462 | 70.87 | 1 355 | 0.0447 | 60.57 | 131.44 | 2 889 |
| 5-9 | 1 388 | 0.0049 | 6.80 | 1 416 | 0.0050 | 7.08 | 13.88 | 2 804 |
| 10-14 | 1 211 | 0.0020 | 2.42 | 1 230 | 0.0023 | 2.83 | 5.25 | 2 441 |
| 15-19 | 871 | 0.0027 | 2.35 | 1 008 | 0.0021 | 2.12 | 4.47 | 1 879 |
| 20-24 | 735 | 0.0043 | 3.16 | 728 | 0.0035 | 2.55 | 5.71 | 1 463 |
| 25-29 | 696 | 0.0060 | 4.18 | 708 | 0.0069 | 4.89 | 9.07 | 1 404 |
| 30-34 | 682 | 0.0044 | 3.00 | 673 | 0.0041 | 2.76 | 5.76 | 1 355 |
| 35-39 | 620 | 0.0070 | 4.34 | 627 | 0.0064 | 4.01 | 8.35 | 1 247 |
| 40-44 | 608 | 0.0105 | 6.38 | 591 | 0.0100 | 5.91 | 12.29 | 1 199 |
| 45-49 | 458 | 0.0125 | 5.73 | 467 | 0.0133 | 6.21 | 11.94 | 925 |
| 50-54 | 425 | 0.0201 | 8.54 | 423 | 0.0266 | 11.25 | 19.79 | 848 |
| 55-59 | 245 | 0.0285 | 6.98 | 240 | 0.0302 | 7.25 | 14.23 | 485 |
| 60-64 | 258 | 0.0493 | 12.72 | 247 | 0.0403 | 9.95 | 22.67 | 505 |
| 65-69 | 111 | 0.0607 | 6.74 | 143 | 0.0646 | 9.24 | 15.98 | 254 |
| 70+ | 158 | 0.1221 | 19.29 | 144 | 0.1279 | 18.42 | 37.71 | 302 |
| TOTAL | 10 000 | | | 10 000 | | | 318.52 | 20 000 |
| Defunciones de edad 45+ | | | | | | | 122.32 | |
| Defunciones de edad 10+ | | | | | | | 173.22 | |

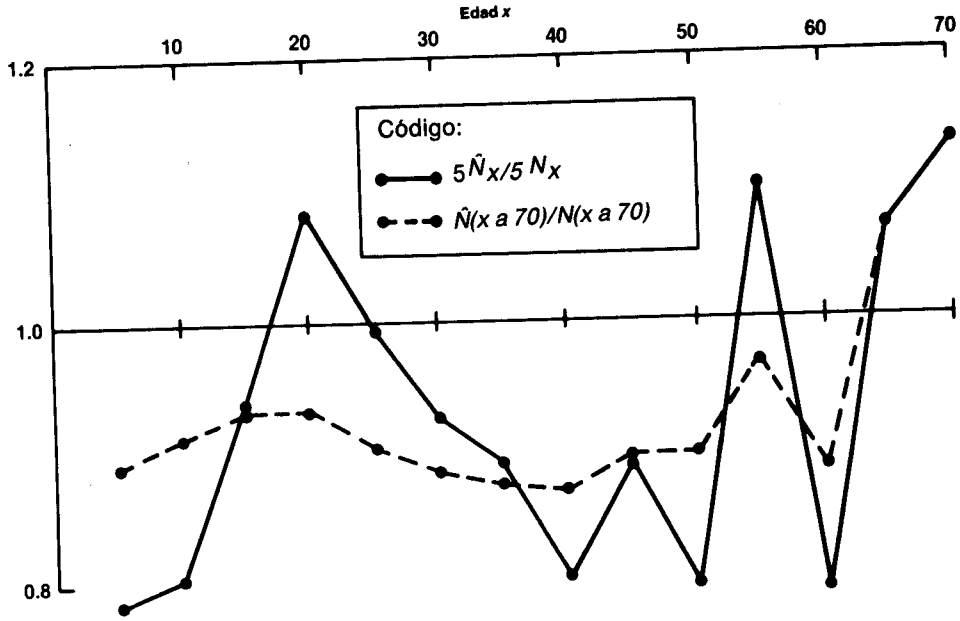
CUADRO 128. DEFUNCIONES DECLARADAS, POBLACIÓN ESTIMADA PARA DIFERENTES GRUPOS DE EDAD Y COCIENTES ENTRE POBLACIÓN ESTIMADA Y POBLACIÓN DECLARADA, VARONES, ESTADO DE ANDRA PRADESH, INDIA, 1970-1971

| Edad $x$ (1) | Defunciones declaradas ${}_5D_x$ (2) | Población declarada | | Población estimada | | | Cociente entre población estimada y población declarada | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | ${}_5N_x$ (3) | $N(x$ a 70) (4) | $\hat{N}(x)$ (5) | ${}_5\hat{N}_x$ (6) | $\hat{N}(x$ a 70) (7) | ${}_5\hat{N}_x / {}_5N_x$ (8) | $\hat{N}(x$ a 70)/$N(x$ a 70) (9) |
| 70 | 37.71 | 302 | - | 43.97 | - | - | - | - |
| 65 | 15.98 | 254 | 254 | 64.91 | 272.20 | 272.2 | 1.072 | 1.072 |
| 60 | 22.67 | 505 | 759 | 94.86 | 399.42 | 671.6 | 0.791 | 0.885 |
| 55 | 14.23 | 485 | 1 244 | 118.85 | 534.28 | 1 205.9 | 1.102 | 0.969 |
| 50 | 19.79 | 848 | 2 092 | 150.95 | 674.50 | 1 880.4 | 0.795 | 0.899 |
| 45 | 11.94 | 925 | 3 017 | 177.91 | 822.15 | 2 702.6 | 0.889 | 0.896 |
| 40 | 12.29 | 1 199 | 4 216 | 207.82 | 964.33 | 3 666.9 | 0.804 | 0.870 |
| 35 | 8.35 | 1 247 | 5 463 | 236.47 | 1 110.73 | 4 777.6 | 0.891 | 0.875 |
| 30 | 5.76 | 1 355 | 6 818 | 265.16 | 1 254.08 | 6 031.7 | 0.926 | 0.885 |
| 25 | 9.07 | 1 404 | 8 222 | 300.06 | 1 413.05 | 7 444.7 | 0.994 | 0.905 |
| 20 | 5.71 | 1 463 | 9 685 | 334.79 | 1 587.13 | 9 031.9 | 1.085 | 0.933 |
| 15 | 4.47 | 1 879 | 11 564 | 371.55 | 1 765.85 | 10 797.7 | 0.940 | 0.934 |
| 10 | 5.25 | 2 441 | 14 005 | 412.65 | 1 960.50 | 12 758.2 | 0.803 | 0.911 |
| 5 | 13.88 | 2 804 | 16 809 | 466.72 | 2 198.43 | 14 956.6 | 0.784 | 0.890 |
| 0 | 131.44 | 2 889 | 19 698 | 649.03 | (2 789.38) | (17 746.0) | (0.966) | (0.901) |

la discrepancia entre la distribución por edades declaradas y la estable, lo que, aunque puede deberse a una ausencia real de estabilidad es más probable que obedezca a omisiones diferenciales o a la mala declaración de la edad. Hay que tener presente que la construcción de la población estimada ${}_5\hat{N}_x$ a partir de la distribución de defunciones registradas y de la tasa de crecimiento, por ser de forma acumulativa, tiende a apegarse bastante a una distribución estable por edades. Así pues, si hay segmentos de la distribución por edad de la población declarada que estén subenumerados en el censo o encuesta, el valor de ${}_5\hat{N}_x/{}_5N_x$ alcanzará un máximo en esos puntos; y cuando, por causa de declaraciones erróneas de edad, la población esté sobrenumerada, ${}_5\hat{N}_x/{}_5N_x$ exhibirá un mínimo. El máximo local de ${}_5\hat{N}_x/{}_5N_x$ a los 20 años es casi con seguridad el resultado de la subenumeración de la cohorte de 20 a 24 años. Los valores acumulados, $\hat{N}(x$ a 70)/$N(x$ a 70), no muestran una tendencia definida con la edad; y el valor mediano de 0,896 puede aceptarse como una estimación sensata del grado de cobertura del registro de defunciones.

Es probable que la declaración errónea de edades que parece haber distorsionado la distribución por edades declaradas de la población también produzca una distribución distorsionada de las defunciones por edad. Así, la tabla de vida obtenida de las tasas centrales de mortalidad, ${}_5m_x$, ajustadas con respecto a la falta de cabalidad de la cobertura de las defunciones mediante un factor del orden de 1,0/0,9, podría representar el nivel general de mortalidad moderadamente bien, pero la estructura detallada del patrón resultante y la consiguiente tabla de vida probablemente se verían distorsionadas. Resulta, por tanto, preferible calcular la esperanza de vida a la edad 10 en esa tabla de vida y utilizar una tabla modelo con la misma esperanza de vida como una representación posiblemente más fidedigna de la mortalidad.

**Figura 13. Gráfico de los cocientes entre población estimada y población declarada, Estado de Andra Pradesh, India, 1970-1971**




## C. Método de la ecuación de equilibrio de Brass

### 1. *Fundamento y justificación del método*

En 1975, Brass[3] propuso un método para estimar la cobertura del registro de las defunciones de adultos. Tal método se basa en la ecuación

$$N(x)/N(x+)=r+D^*(x+)/N(x+) \qquad \text{(C.1)}$$

donde $N(x)$ es el número de personas de edad exacta $x$; $N(x+)$, el número total de personas de $x$ y más años; $D^*(x+)$, el número total de defunciones que se producen en personas de $x$ y más años; y $r$, la tasa de crecimiento.

Brass demostró que la ecuación (C.1) es exacta para poblaciones estables y cerradas. Su validez puede explicarse heurísticamente con el argumento siguiente: como cabe pensar que $N(x)$ es el número de personas que en un año se incorporan al grupo de aquellas que tienen $x$ años y más, el cociente $N(x)/N(x+)$ puede interpretarse como una "tasa de natalidad" para la población de edad $x$ y más. Por otro lado, $D^*(x+)/N(x+)$ es la tasa de mortalidad que corresponde a la misma población; y, si se denota por $r(x+)$ la tasa de crecimiento para la población de $x$ años y más, la ecuación

$$N(x)/N(x+)=r(x+)+D^*(x+)/N(x+) \qquad \text{(C.2)}$$

indica simplemente el hecho evidente de que en una población cerrada la tasa de natalidad es igual a la suma de la tasa de crecimiento y de la tasa de mortalidad. Invocando ahora el supuesto de estabilidad, ocurre que en una población estable la tasa de crecimiento $r(x+)$ es, por definición, la misma para toda $x$; y, por tanto, $r(x+)$ puede sustituirse por $r$, y la ecuación (C.2) se convierte en la ecuación (C.1), que es la propuesta por Brass.

Una vez establecida la validez de la ecuación (C.1) en base a la estabilidad, se hace una segunda hipótesis. Supóngase que en lugar de observar $D^*(x+)$ (número total de defunciones de edad $x$ y más), se registrara sólo una proporción de esos fallecimientos, digamos, $D(x+)$, donde

$$D(x+)=C(x)D^*(x+) \qquad \text{(C.3)}$$

siendo $C(x)$ un factor que representa el grado de cobertura del registro de defunciones de $x$ años y más.

Si se supone entonces que la cobertura del registro de fallecimientos no varía con la edad, al menos por encima de los 5 ó 10 años, $C(x)$ puede sustituirse por una constante $C$ que no cambia con la edad. Si hacemos $K = 1/C$ y se sustituye la ecuación (C.3) en la ecuación (C.1), se obtiene la relación siguiente:

$$N(x)/N(x+)=r+K(D(x+)/N(x+)) \qquad \text{(C.4)}$$

Para una población cerrada y estable, donde la precisión del registro de defunciones sea la misma en cualquier edad y donde la declaración de edades sea exacta, la ecuación (C.4) proporciona un método para estimar la cobertura del registro de fallecimientos. Según la ecuación (C.4), la relación entre $D(x+)/N(x+)$ y $N(x)/N(x+)$ es lineal; y la pendiente de la línea definida por los puntos $[D(x+)/N(x+), N(x)/N(x+)]$ es el valor del factor de ajuste $K$. Por ello, para estimar $K$, sólo se necesita encontrar la pendiente de esa línea. Adviértase, sin embargo, que no se están teniendo en cuenta de modo explícito posibles

[3] *Ibid.*

declaraciones erróneas de edad, ya se trate de la de fallecimiento o de la de las personas vivas, aunque es probable que el uso de valores acumulados suavice algo los efectos de errores en las edades. Se puede decir, por tanto, que siempre que la estructura por edad de las defunciones o la de la población se vea perturbada por declaraciones defectuosas, las estimaciones que brinda este método pueden estar sesgadas, aunque el uso de acumulación y una eliminación juiciosa de puntos extremos al ajustar la línea reducirán los efectos de tales errores.

En la práctica, los puntos $[D(x+)/N(x+), N(x)/N(x+)]$ rara vez corresponderán exactamente a una línea recta, y $K$ se obtendrá seleccionando la línea que mejor se ajuste a los puntos observados. En algunos casos, sin embargo, las desviaciones de esos puntos respecto de una tendencia lineal serán tan pronunciadas que no se justificará el uso de este método de estimación. Amplias desviaciones de la linealidad pueden deberse a varias causas. La más común es la imprecisión de los datos (de ordinario la existencia de declaraciones erróneas de edad), pero también pueden deberse a variaciones en la cobertura del registro de defunciones con la edad o a la falta de estabilidad de la población considerada (en tal caso, $r(x+)$ no sería constante para toda $x$). Así, en general, un gráfico de los valores observados $D(x+)/N(x+)$ vs. $N(x)/N(x+)$ proporciona un buen instrumento de diagnosis para aquilatar la validez de este método de estimación de $K$. Por desgracia, cuando los puntos sean claramente no lineales generalmente no se puede identificar una causa única de ese hecho, ni ajustar los datos de tal modo que resulte posible usar el método. Con todo, si la desviación de la tendencia lineal se limita a puntos correspondientes a edades avanzadas puede ajustarse una línea recta excluyendo esos puntos y evitando así serias distorsiones.

Es importante señalar que la relación expresada por la ecuación (C.4) permite estimar tanto $K$, factor de ajuste de las defunciones registradas, como $r$, tasa de crecimiento de la población. Esta estimación de $r$ no es muy resistente a desviaciones con respecto a las hipótesis usadas para derivar la ecuación (C.4), y el usuario no debería considerarla necesariamente como adecuada. No obstante, la estimación de $r$ puede compararse con estimaciones obtenidas de otras fuentes, y una coincidencia razonable puede interpretarse como una cierta confirmación de que las hipótesis hechas están justificadas.

Cuando se dispone de una estimación sólida e independiente de $r$ para una población estable donde no abunden las declaraciones erróneas de edad, la ecuación (C.4) puede modificarse como sigue:

$$N(x)/N(x+) = r + K(x)D(x+)/N(x+) \quad \text{(C.5)}$$

donde el factor de ajuste $K$ ya no es constante, sino que cambia con la edad. El supuesto de que el grado de cobertura de las defunciones es igual para todas las edades se abandona por tanto, y, como se supone que $r$ se conoce, puede volverse a escribir la ecuación (C.5) en la forma siguiente para permitir la estimación de un factor de ajuste, $K(x)$, para cada intervalo de edad abierto:

$$K(x) = (N(x) - rN(x+))/D(x+) \quad \text{(C.6)}$$

Por desgracia, la ecuación (C.6) pocas veces puede usarse en la práctica ya que es insólito encontrar casos de poblaciones estables donde la declaración de edades sea bastante fidedigna y donde, por lo tanto, $K(x)$ mida verdaderos cambios en el grado de cobertura de los fallecimientos con la edad más bien que declaraciones erróneas diferenciales con respecto a la edad.

Para concluir este análisis, conviene hacer algunas observaciones sobre la validez de las estimaciones obtenidas por este método cuando la población que se estudia no es estable. Una población es estable cuando la fecundidad y la mortalidad han permanecido constantes durante un período de tiempo bastante largo. En el mundo actual, serán muy contadas, si existen del todo, poblaciones verdaderamente estables. En casi todos los casos, la desestabilización se ha producido por cambios en la mortalidad. Casi todas las poblaciones humanas han visto aumentar sus probabilidades de supervivencia en los últimos 40 años y no pueden, por tanto, ser estables. Sin embargo, simulaciones han mostrado que cuando las poblaciones estables se desestabilizan por cambios lentos pero prolongados de la mortalidad, el sesgo introducido en la estimación de $K$ por esa falta de estabilidad es relativamente pequeño[4]. Sólo cuando ocurren cambios abruptos el sesgo adquiere importancia[5]. Como es lógico, las simulaciones mencionadas se han hecho usando datos que, aparte de representar una población no estable, son perfectas en lo demás. Es posible, por tanto, que en la realidad incluso los sesgos introducidos por cambios rápidos en la mortalidad sean pequeños comparados con los ocasionados por la mala calidad de los datos disponibles. Sin embargo, conviene recordar que la mortalidad descendente sesga positivamente el valor de $K$, produciendo así una subestimación de la cobertura del registro de defunciones. Por lo tanto, cuando se usa este método para estimar la cabalidad de los datos en una población cuya mortalidad ha estado disminuyendo y en la que la edad se declara con exactitud, la estimación de la tasa de mortalidad obtenida puede interpretarse como una cota superior de la tasa genuina.

El efecto que cambios en la fecundidad tienen sobre la estimación de $K$ no ha sido tan ampliamente estudiado como los efectos de la mortalidad variable. La razón es que cambios en la fecundidad sólo recientemente se han hecho patentes en países con datos deficientes; y como esos cambios afectan sobre todo a los grupos de edades más jóvenes, tendrán escasa repercusión sobre los resultados de este método de estimación.

[4] Hoda M. Rashad, *The estimation of adult mortality from defective registration*, tesis doctoral inédita, Universidad de Londres, 1978.

[5] Linda G. Martin, "A modification for use in destabilized populations of Brass's technique for estimating completeness of death registration", *Population Studies*, vol. XXXIV, No. 2 (julio de 1980), págs. 381 a 395.

## 2. *Datos requeridos*

A continuación se describen los datos necesarios para aplicar este método.

*a*) Número de defunciones ocurridas durante un período (normalmente un año) clasificadas por edad y sexo (aunque la clasificación por sexo no es necesaria). Grupos quinquenales de edad son adecuados. El último grupo ha de tener su extremo superior abierto; esto es, debe incluir a todos los fallecimientos en las edades $A$ y superiores;

*b*) Número de personas en cada grupo de edad en el punto medio del período que se considera, clasificadas por sexo si las defunciones están así clasificadas. Los grupos de edad usados deben de corresponder con los utilizados para los fallecimientos. El último grupo de edad debe de ser también abierto, incluyendo a toda la población de $A$ y más años.

## 3. *Procedimiento de cálculo*

Se han propuesto dos variantes del método de Brass, cuya diferencia reposa fundamentalmente en el modo en que se calcula el miembro izquierdo de la ecuación (C.4). Un procedimiento, que fue el propuesto inicialmente, consiste en intentar una estimación de $N(x)$, número de personas que llegan a la edad $x$ en un año, a partir del número de personas en los grupos quinquenales de edad adyacentes a $x$; el segundo estima $N(x)$ para el punto medio de un grupo quinquenal de edad. Este segundo procedimiento es teóricamente preferible, ya que la no linealidad de la distribución por edades es menos pronunciada en un tramo quinquenal de edades que en uno decenal. No obstante, para una población donde existan en la atracción de ciertas edades que produzca una distribución distorsionada, la ventaja teórica del segundo procedimiento se verá compensada por la ventaja práctica del primero, esto es, por el hecho de que los efectos de la atracción de edades se reducirán cuando $N(x)$ se estime a partir de dos grupos quinquenales de edad adyacentes, uno de los cuales estará probablemente sobrestimado (el que incluye una edad que termina en cero) y el otro probablemente subestimado. Muchas aplicaciones han mostrado que el primer procedimiento arroja resultados que se interpretan con más facilidad. Por ello, sólo ese procedimiento para estimar $N(x)$ se describe aquí. A continuación se indican los pasos del procedimiento de cálculo completo.

*Paso 1: años-persona vividos por la población sujeta al riesgo de fallecer.* Este paso, que consiste en ajustar la población declarada para que corresponda al punto medio del período para el que se tienen datos de defunciones, es exactamente el mismo que el paso 2 del procedimiento de Preston y Coale. No necesita, pues, repetirse aquí, especialmente porque casi siempre puede omitirse, tal como se adujo en el paso 2 de la subsección B.3.

*Paso 2: cálculo de la población en una edad exacta.* Por definición, $N(x)$ es el número de personas que llegan a la edad $x$ en el transcurso del año que se considera. Cuando la población total para mediados de año se clasifica por años simples de edad, $N(x)$ puede estimarse a partir del número de personas en los dos grupos contiguos de edad, ${}_1N_{x-1}$ y ${}_1N_x$. Así pues, si se denota por ${}_1N_x$ el número de personas de edad $x$ enumeradas por el censo o encuesta,

$$N(x) = ({}_1N_{x-1} + {}_1N_x)/2.0 \qquad \text{(C.7)}$$

Si la clasificación por edad se hace en grupos quinquenales y ${}_5N_x$ es el número de personas en el grupo de $x$ a $x + 4$ años en el momento del censo o encuesta, $N(x)$ puede estimarse como

$$N(x) = ({}_5N_{x-5} + {}_5N_x)/10.0 \qquad \text{(C.8)}$$

Por lo general, la ecuación (C.8) es preferible ya que contribuye a reducir los efectos de la atracción de ciertas edades.

*Paso 3: cálculo de la población por encima de una edad exacta.* El número total de personas de $x$ años y más se denota por $N(x+)$. Así, cuando se dispone de datos para grupos quinquenales de edad,

$$N(x+) = \sum_{j=x}^{A-5} {}_5N_j + N(A+) \qquad \text{(C.9)}$$

donde $N(A+)$ representa el número de personas en el último intervalo de edad de extremo abierto. Si sólo se tienen datos por años simples de edad, entonces

$$N(x+) = \sum_{y=x}^{A-1} {}_1N_y + N(A+) \qquad \text{(C.10)}$$

Adviértase que no reporta ventajas calcular $N(x+)$ a partir de datos por años simples, más bien que por grupos de edad, a menos que todo el análisis se haga por años simples de edad, procedimiento que además de ser tedioso, probablemente será menos fidedigno cuando errores en la declaración de la edad se deban a la atracción ejercida por ciertas cifras.

*Paso 4: cálculo del número de defunciones a partir de una edad exacta.* El cálculo del número acumulado de defunciones desde la edad $x$ en adelante es muy similar al de $N(x+)$. $D(x+)$ es precisamente el número total de fallecimientos registrados que se han producido en personas de $x$ y más años. Así pues, si las defunciones se clasifican por grupos quinquenales de edad,

$$D(x+) = \sum_{j=x}^{A-5} {}_5D_j + D(A+) \qquad \text{(C.11)}$$

donde $D(A+)$ denota los fallecimientos en el intervalo abierto que corresponde a las edades $A$ y superiores. Cuando se dispone sólo de datos por años simples, o se desee por algún motivo hacer el análisis por años simples de edad, entonces

$$D(x+) = \sum_{y=x}^{A-1} {}_1D_y + D(A+) \qquad \text{(C.12)}$$

*Paso 5: puntos definidos por las tasas parciales de mortalidad y de natalidad.* Usando las cantidades calculadas en el paso anterior, la obtención de los valores $D(x+)/N(x+)$ y $N(x)/N(x+)$ es inmediata. Una vez computados, deberían mostrarse gráficamente, graficando los valores de $D(x+)/N(x+)$ en el eje de las $x$ y los de $N(x)/N(x+)$ en el eje de las $y$. La misma escala debería usarse en ambos ejes. Los puntos del diagrama deberían en teoría seguir una tendencia lineal. Cuando esté claro que los puntos se ajustan más o menos a una línea recta, el paso siguiente puede realizarse con cierta confianza. En otro caso, el uso de este método de estimación quizá tenga que abandonarse.

*Paso 6: selección de una línea óptima de ajuste.* Hay varios modos de ajustar una recta a una serie de puntos. Probablemente, el método más usado es el que se conoce con el nombre de "mínimos cuadrados". La línea de mínimos cuadrados es la que reduce al mínimo la suma de las distancias al cuadrado entre sus puntos y aquellos a los que hay que aproximarse. Debido a que aproxima todos estos puntos lo mejor posible, proporciona un ajuste adecuado. Si los puntos obtenidos en el paso 5 se vieran afectados sólo por errores aleatorios, esa línea sería ciertamente la elegida para estimar el factor de ajuste $K$. Sin embargo, habida cuenta de las imprecisiones características de los conjuntos de datos aquí considerados, resulta preferible usar otros métodos de ajuste. A continuación se sugieren dos de los más sencillos:

a) *La línea "media".* Esta línea viene definida por las medias de las abscisas (valores del eje horizontal) y ordenadas (valores del eje vertical) de los puntos obtenidos cuando las primeras se dividen, con arreglo a la edad, en dos grupos de tamaño aproximadamente igual. Por ejemplo, si se usan 15 grupos de edad, se promediarán los valores de $D(x+)/N(x+)$ para los primeros ocho valores de $x$, y lo mismo se hará con los últimos ocho valores. (El punto medio se incluye en ambos promedios.) De igual modo, se obtendrán valores promedio para los primeros y últimos ocho valores de $N(x)/N(x+)$. La línea deseada es la que pasa por los dos puntos definidos por los dos pares de coordenadas medias. Esta línea no será la más cercana posible a todos los puntos obtenidos en el paso 5, pero se aproximará mucho a su tendencia general cuando esa tendencia sea lineal. Un inconveniente posible de este procedimiento de ajuste es que da igual peso a todos los puntos obtenidos. En la práctica, suele ocurrir que uno o dos de esos puntos (de ordinario en los dos extremos del tramo de edad) se alejen pronunciadamente de la tendencia lineal seguida por el resto. En tales casos, podría ser mejor excluirlos al seleccionar una línea recta representativa.

b) *La línea "robusta".* Para abordar aquellos casos como los que se acaban de describir, donde la linealidad es aparente en la parte media del tramo de edad pero en los que se presentan distorsiones en los extremos, se recomienda que se usen promedios ponderados para ajustar la línea, en lugar de usar las medias usuales. La línea ajustada de este modo se denomina línea "robusta" porque los pesos usados hacen que el ajuste sea menos sensible a desviaciones de la tendencia lineal en los extremos del tramo de edad. Los promedios ponderados son una generalización de las medias o promedios usuales que se calculan asignando igual peso a cada elemento. En este caso, las ponderaciones aplicadas a las diferentes observaciones no son constantes para todas ellas; la suma de las observaciones multiplicadas por las ponderaciones se normaliza dividiéndola por la suma de las ponderaciones usadas. El procedimiento para calcular medias ponderadas es relativamente sencillo y se describe en su totalidad en el ejemplo detallado.

*Paso 7: ajuste de la tasa de mortalidad.* Una vez seleccionada la línea recta que mejor ajusta los puntos obtenidos en el paso 5, los valores del factor de ajuste, $K$, y de la tasa de crecimiento, $r$, vienen dados por su pendiente y por la ordenada al origen, respectivamente. El grado de cobertura del registro de defunciones $C = 1{,}0/K$, siempre que en el paso 1 se hicieran todos los ajustes necesarios en los datos. Si el valor de $r$ resulta plausible, cabrá atribuir mayor confianza a $C$, estimación de la cobertura. En tal caso, puede obtenerse una tasa de mortalidad ajustada multiplicando la tasa declarada por $K$. Nótese, sin embargo, que la tendencia de los puntos $[(N(x)/N(x+), D(x+)/N(x+)]$ viene determinada sobre todo por aquellos correspondientes a edades bastante avanzadas, de modo que el nivel de la cobertura estimado se refiere de hecho sólo a fallecimientos de adultos. Por lo tanto, el valor de $K$ debería considerarse como factor de ajuste sólo para la tasa de mortalidad para edades de más de 5 ó 10 años, ya que podría no ser aplicable a la tasa de mortalidad de la población en su conjunto.

El valor de $K$ puede también usarse para ajustar las tasas de mortalidad por edades, ${}_5m_x$. Tal procedimiento es válido sólo si se cumple el supuesto de que la cobertura del registro de defunciones es constante por edades. Los valores ajustados de ${}_5m_x$ pueden entonces usarse, juntamente con estimaciones independientes de la mortalidad en la niñez (véase capítulo III), para construir una tabla de vida para la población de que se trate. En la práctica, esa tabla pocas veces se construye directamente a partir de los valores ajustados de ${}_5m_x$, ya que declaraciones erróneas de la edad los hace muy poco fiables; sin embargo, pueden usarse como base para ajustar una tabla modelo de mortalidad de la que se obtendrán las estimaciones finales de mortalidad. Para mayores detalles sobre este procedimiento, véase el capítulo VI.

### 4. *Primer ejemplo detallado*

En este ejemplo, se vuelve a analizar el caso de la población femenina de El Salvador en 1961. El número de defunciones femeninas y de mujeres clasificadas por edad ya se ha presentado en el cuadro 124 en el ejemplo detallado anterior. El paso 1 se omite aquí, ya que no es necesario en este punto ajustar los datos censales.

*Paso 2: cálculo de la población en una edad exacta.* El valor de $N(x)$, número de personas de edad exacta $x$, se obtiene sumando el número de personas en

dos grupos contiguos de edad y dividiendo por el número de años abarcados por ambos grupos (10 de ordinario). En este caso, $N(10)$, por ejemplo, se obtiene como sigue:

$$N(10) = (190{,}234 + 149{,}538)/10 = 33{,}977.2$$

La columna (2) del cuadro 129 muestra los valores obtenidos para todos los valores de $x$ hasta 70; no puede calcularse el valor para 75 años, ya que ahí empieza el intervalo abierto de edad.

CUADRO 129. ELEMENTOS NECESARIOS PARA ESTIMAR LA COBERTURA DEL REGISTRO DE DEFUNCIONES ENTRE MUJERES ADULTAS, EL SALVADOR, 1961

| *Edad x* (1) | *Población en la edad exacta x* $N(x)$ (2) | *Población de x años y más* $N(x+)$ (3) | *Defunciones declaradas por encima de la edad x* $D(x+)$ (4) |
|---|---|---|---|
| 5 | 40 432.3 | 1 060 164 | 6 743 |
| 10 | 33 977.2 | 869 930 | 6 133 |
| 15 | 27 457.8 | 720 392 | 5 919 |
| 20 | 23 853.0 | 595 352 | 5 653 |
| 25 | 20 515.3 | 481 862 | 5 362 |
| 30 | 16 937.4 | 390 199 | 5 091 |
| 35 | 15 064.7 | 312 488 | 4 776 |
| 40 | 12 987.8 | 239 552 | 4 427 |
| 45 | 10 314.7 | 182 610 | 4 089 |
| 50 | 8 482.1 | 136 405 | 3 732 |
| 55 | 6 477.0 | 97 789 | 3 347 |
| 60 | 5 542.7 | 71 635 | 2 960 |
| 65 | 4 423.7 | 42 362 | 2 313 |
| 70 | 2 616.9 | 27 398 | 1 864 |

*Paso 3: cálculo de la población por encima de una edad exacta.* El número de personas de edad $x$ y más, denotado por $N(x+)$, viene dado por la acumulación de los números declarados en cada grupo de edad (presentados en el cuadro 124) empezando por $x$ y continuando hacia arriba. Por ejemplo, $N(50+)$ es

$$N(50+) = (38{,}616 + 26{,}154 + 29{,}273 + 14{,}964$$

$$+ 11{,}205 + 16{,}193) = 136{,}405$$

*Todos los valores de* $N(x+)$ figuran en la columna (3) del cuadro 129. Adviértase que en la práctica se calcula $N(x+)$ acumulando hacia abajo, sumando cada vez la población del siguiente grupo de cinco años a $N(x + 5)$, de modo que $N(50+) = N(55+) + {}_5N_{50}$, por ejemplo.

*Paso 4: cálculo del número de defunciones a partir de una edad exacta.* El cálculo de $D(x+)$ es exactamente análogo al de $N(x+)$. Así, por ejemplo, $D(50+)$ es

$$D(50+) = (385 + 387 + 647 + 449 +$$

$$504 + 1{,}360) = 3{,}732$$

donde los fallecimientos declarados en cada grupo de edad se han tomado del cuadro 124. Es importante, también, señalar que para el cálculo tanto de $N(x+)$ como de $D(x+)$, se ignora el número de personas cuya edad no fue declarada. Como ese número suele ser pequeño, no es probable que se introduzcan sesgos serios al prescindir de ellos.

*Paso 5: puntos definidos por las tasas parciales de natalidad y de mortalidad.* Usando los valores obtenidos en el paso anterior, se calculan los cocientes $D(x+)/N(x+)$ y $N(x)/N(x+)$. Sus valores figuran en el cuadro 130. El cálculo de la tasa parcial de natalidad, $N(x)/N(x+)$, supone simplemente dividir los rubros que se recogen en la columna (2) del cuadro 129 entre los correspondientes de la columna (3) del mismo cuadro. Por ejemplo,

$$N(40)/N(40+) = 12{,}987.8/239{,}552 = 0.0542$$

Igualmente, el cálculo de la tasa parcial de mortalidad, $D(x+)/N(x+)$, supone dividir los rubros de la columna (4) entre los de la columna (3) del cuadro 129. Así,

$$D(40+)/N(40+) = 4{,}427/239{,}552 = 0.0185$$

En el cuadro 130 se recogen los resultados para otras edades y la figura 14 muestra el gráfico de los puntos. Téngase en cuenta que los valores de $D(x+)/N(x+)$ se grafican sobre el eje de las $x$ (abscisas), mientras que los de $N(x)/N(x+)$ aparecen en el eje de la $y$ (ordenadas). Todos ellos se grafican con la misma escala. El uso de escalas iguales en ambos ejes ayuda a evaluar la tendencia lineal de los puntos dibujados.

CUADRO 130. TASAS PARCIALES DE MORTALIDAD Y NATALIDAD PARA MUJERES, EL SALVADOR, 1961

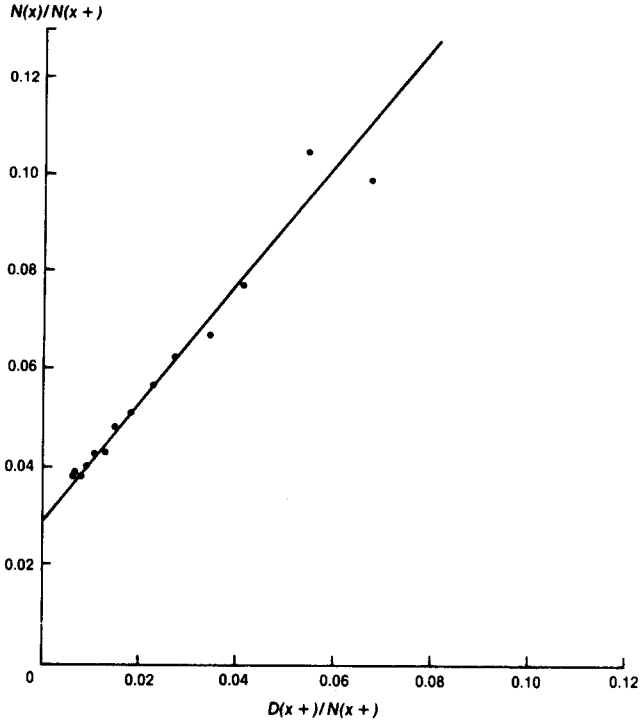
| *Edad x* (1) | *Tasa parcial de mortalidad* $D(x+)/N(x+)$ (2) | *Tasa parcial de natalidad* $N(x)/N(x+)$ (3) |
|---|---|---|
| 5 | 0.0064 | 0.0381 |
| 10 | 0.0070 | 0.0391 |
| 15 | 0.0082 | 0.0381 |
| 20 | 0.0095 | 0.0401 |
| 25 | 0.0111 | 0.0426 |
| 30 | 0.0130 | 0.0434 |
| 35 | 0.0153 | 0.0482 |
| 40 | 0.0185 | 0.0542 |
| 45 | 0.0224 | 0.0565 |
| 50 | 0.0274 | 0.0622 |
| 55 | 0.0342 | 0.0662 |
| 60 | 0.0413 | 0.0774 |
| 65 | 0.0546 | 0.1044 |
| 70 | 0.0680 | 0.0955 |

Es importante en este punto examinar la figura 14 con alguna atención. Teóricamente, como se explicó en la introducción general a este método, los puntos deberían encontrarse aproximadamente en una línea recta. No obstante, es inevitable que se presenten desviaciones de la linealidad en los datos empíricos. Las causas posibles de esas desviaciones son diversas y el investigador debería considerar todas las pertinentes. En el caso de las mujeres de El Salvador en 1961, los puntos muestran una tendencia lineal definida, aunque el último punto (para la edad de 70) se desvía de modo pronunciado de la tendencia sugerida por los demás. En cuanto a la extraña pauta que siguen los tres primeros puntos, se encuentra con frecuencia en datos empíricos y

se asocia con distorsiones de los valores de $N(x)$ introducidas por declaraciones erróneas de la edad.

El examen revela que los datos de que se trata distan de ser perfectos. Además de la posible falta de estabilidad de la población que se analiza, sin duda hay errores en la declaración de edades. No obstante, la relativa linealidad del segmento central de los puntos graficados sigue justificando que se procure obtener una estimación aproximada de la cobertura del registro de defunciones. Este parámetro se calcula en el paso siguiente.

**Figura 14. Gráfico de las tasas parciales de natalidad, $N(x)/N(x+)$, contra las tasas parciales de mortalidad, $D(x+)/N(x+)$, para mujeres, El Salvador, 1961**




*Paso 6: selección de una línea óptima de ajuste.* Un examen de los puntos graficados en la figura 14 sugiere que todos ellos, excepto los dos últimos (para las edades 65 y más y 70 y más), se encuentran en torno a una línea recta. Por lo tanto, se ajusta una línea recta a los 12 puntos restantes, desde las edades 5 a 60. Los puntos se dividen en dos grupos de igual tamaño, uno que comprende los puntos que van desde las edades 5 a 30, y otro desde los 35 a los 60 años. Para cada grupo, los valores medios de las abscisas y ordenadas se calculan sumando las observaciones y dividiendo entre su número. Así, la media del primer grupo de tasas parciales de mortalidad $D(x+)/N(x+)$, denotada por $X_1$, es

$$X_1 = (0.0064 + 0.0070 + 0.0082 + 0.0095 +$$

$$0.0111 + 0.0130)/6.0 = 0.0092$$

En el cuadro 131 figuran los grupos y sus promedios.

Una vez que se han calculado los promedios de cada grupo, la pendiente de la línea ajustada se obtiene con la ecuación

$$K = (Y_2 - Y_1)/(X_2 - X_1) = (0.0608 - 0.0402)/$$

$$(0.0265 - 0.0092) = 1.191$$

El valor de $K$ implica que el grado de cobertura del registro de defunciones es $C = 1{,}0/K = 0{,}840$, esto es, 84%, y realizando el ligero ajuste necesario debido a la diferencia entre la fecha del censo y la mitad del año (véase paso 2 de la subsección B.4), la estimación final de la cobertura es $\hat{C} = 0{,}840/1{,}0044 = 0{,}836$. Una vez más, en este caso el ajuste necesario es tan pequeño que para todos los efectos prácticos puede ignorarse.

A partir de la estimación de $K$, el correspondiente valor de la tasa de crecimiento $r$ puede obtenerse como sigue:

$$r' = Y_1 - KX_1 = 0.0402 - 1.191(0.0092) = 0.0292$$

Adviértase que esta tasa de crecimiento es casi idéntica a la de 0,0287 obtenida en la subsección B.4 a partir de datos censales.

Incluso aunque la estimación de $K$ obtenida antes sea probablemente la mejor posible, para que sirva de ejemplo se calcula otra ajustando una línea robusta. Este ejercicio servirá para mostrar que el uso de medias ponderadas reduce la influencia de los puntos extremos sobre el valor estimado de $K$.

CUADRO 131. AJUSTE DE UNA LÍNEA RECTA POR PROMEDIOS DE GRUPO, MUJERES, EL SALVADOR, 1961

| *Edad x (1)* | *Tasa parcial de mortalidad D(x+)/N(x+) (2)* | *Tasa parcial de natalidad N(x)/N(x+) (3)* |
|---|---|---|
| | a) *Grupo 1* | |
| 5 | 0.0064 | 0.0381 |
| 10 | 0.0070 | 0.0391 |
| 15 | 0.0082 | 0.0381 |
| 20 | 0.0095 | 0.0401 |
| 25 | 0.0111 | 0.0426 |
| 30 | 0.0130 | 0.0434 |
| TOTAL | 0.0552 | 0.2414 |
| PROMEDIO | $X_1 = 0.0092$ | $Y_1 = 0.0402$ |
| | b) *Grupo 2* | |
| 35 | 0.0153 | 0.0482 |
| 40 | 0.0185 | 0.0542 |
| 45 | 0.0224 | 0.0565 |
| 50 | 0.0274 | 0.0622 |
| 55 | 0.0342 | 0.0662 |
| 60 | 0.0413 | 0.0774 |
| TOTAL | 0.1591 | 0.3647 |
| PROMEDIO | $X_2 = 0.0265$ | $Y_2 = 0.0608$ |

El cuadro 132 ilustra de qué modo se calculan las medias ponderadas. Se han usado todas las observaciones, pero se han "recortado" tres en cada extremo del tramo de edad. Las ponderaciones asociadas a cada observación figuran en la columna (2). Nótese que el conjunto de datos se ha dividido en grupos de igual tamaño y que las ponderaciones son simétricas con respecto al centro. La línea que lleva el epígrafe "Total ponderado" muestra debajo de la columna (2) la suma de las ponderaciones usadas, y debajo de las columnas

(3) y (4), la suma de las observaciones ponderadas. Así, por ejemplo,

$$0.0602 = (0.25)(0.0064) + (0.50)(0.0070) + (0.75)(0.0082) + 0.0095 + 0.0111 + 0.0130 + 0.0153$$

y

$$0.2320 = (0.25)(0.0381) + (0.50)(0.0391) + (0.75)(0.0381) + 0.0401 + 0.0426 + 0.0434 + 0.0482$$

CUADRO 132. ESTIMACIÓN DE UN FACTOR DE AJUSTE, K, MEDIANTE EL USO DE MEDIAS PONDERADAS, MUJERES, EL SALVADOR, 1961

| *Edad x (1)* | *Ponderaciones (2)* | *Tasa parcial de mortalidad D(x+)/N(x+) (3)* | *Tasa parcial de natalidad N(x)/N(x+) (4)* |
|---|---|---|---|
| | a) *Grupo 1* | | |
| 5..... | 0.25 | 0.0064 | 0.0381 |
| 10..... | 0.50 | 0.0070 | 0.0391 |
| 15..... | 0.75 | 0.0082 | 0.0381 |
| 20..... | 1.00 | 0.0095 | 0.0401 |
| 25..... | 1.00 | 0.0111 | 0.0426 |
| 30..... | 1.00 | 0.0130 | 0.0434 |
| 35..... | 1.00 | 0.0153 | 0.0482 |
| TOTAL PONDERADO | 5.50 | 0.0602 | 0.2320 |
| MEDIA PONDERADA | | $X_1^* = 0.0109$ | $Y_1^* = 0.0422$ |
| | b) *Grupo 2* | | |
| 40..... | 1.00 | 0.0185 | 0.0542 |
| 45..... | 1.00 | 0.0224 | 0.0565 |
| 50..... | 1.00 | 0.0274 | 0.0622 |
| 55..... | 1.00 | 0.0342 | 0.0662 |
| 60..... | 0.75 | 0.0413 | 0.0774 |
| 65..... | 0.50 | 0.0546 | 0.1044 |
| 70..... | 0.25 | 0.0680 | 0.0955 |
| TOTAL PONDERADO | 5.50 | 0.1778 | 0.3732 |
| MEDIA PONDERADA | | $X_2^* = 0.0323$ | $Y_2^* = 0.0679$ |

Los "totales" del segundo grupo se obtienen exactamente de igual modo. Una vez calculados esos totales, las medias se calculan dividiendo la suma de las observaciones ponderadas entre la suma de las ponderaciones, esto es, los totales al pie de las columnas (3) y (4) entre el total que figura debajo de la columna (2). Por ejemplo,

$$X_1^* = 0.0602/5.5 = 0.0109$$

Los valores de $X^*$ e $Y^*$ son las medias ponderadas de las observaciones agrupadas. A partir de ellas, el cálculo de las estimaciones de $K$, $C$ y $r$ es inmediato:

$$K^* = (Y_2^* - Y_1^*)/(X_2^* - X_1^*) = (0.0679 - 0.0422)/(0.0323 - 0.0109) = 1.201$$

$$C^* = 1.0/K^* = 0.0833$$

$$r^* = Y_1^* - K^* X_1^* = 0.0422 - 1.201(0.0109) = 0.0291$$

Adviértase que las estimaciones obtenidas para cada uno de esos tres parámetros usando medias ponderadas son muy similares a las calculadas antes utilizando medias sencillas. El valor redondeado de $C^*$ sigue implicando que el registro de los fallecimientos de mujeres adultas en El Salvador tenía en 1961 sólo una cobertura del 83% (descartando de momento el ajuste con respecto a la fecha censal). El valor de $r^*$ es prácticamente idéntico al de $r'$. Es también interesante recordar que el uso del procedimiento de Preston y Coale descrito en la subsección B.3 condujo a una estimación de la cobertura de 0,825 empleando un intervalo abierto de 75+ y una estimación de la tasa de crecimiento de 0,0287, dejando aquí también de lado el ajuste con respecto a la fecha censal (véase paso 4 de la subsección B.4). La semejanza de esas estimaciones es tranquilizadora.

*Paso 7: ajuste de la tasa de mortalidad.* Para obtener una tasa de mortalidad ajustada o tasas ajustadas de mortalidad por edades, se multiplican simplemente las tasas observadas por $K$ o por $K^*$. Como la estimación con la media ponderada es algo más robusta, ha sido preferida. Por ejemplo, para la tasa de mortalidad del tramo de 5 años y más,

$$d(5+) = K^*[D(5+)/N(5+)] = 1.201(0.0064) = 0.0077$$

## 5. *Segundo ejemplo detallado*

Andra Pradesh brinda un ejemplo interesante de lo que ocurre con la aplicación del método de la ecuación de equilibrio de Brass cuando la edad se declara de modo defectuoso. Los datos básicos ya se han presentado en el cuadro 127. Los valores de $N(x)$, $N(x+)$, $D(x+)$, $N(x)/N(x+)$ y $D(x+)/N(x+)$ figuran en el cuadro 133. En la figura 15 se presenta el gráfico de los valores de $N(x)/N(x+)$ y $D(x+)/N(x+)$.

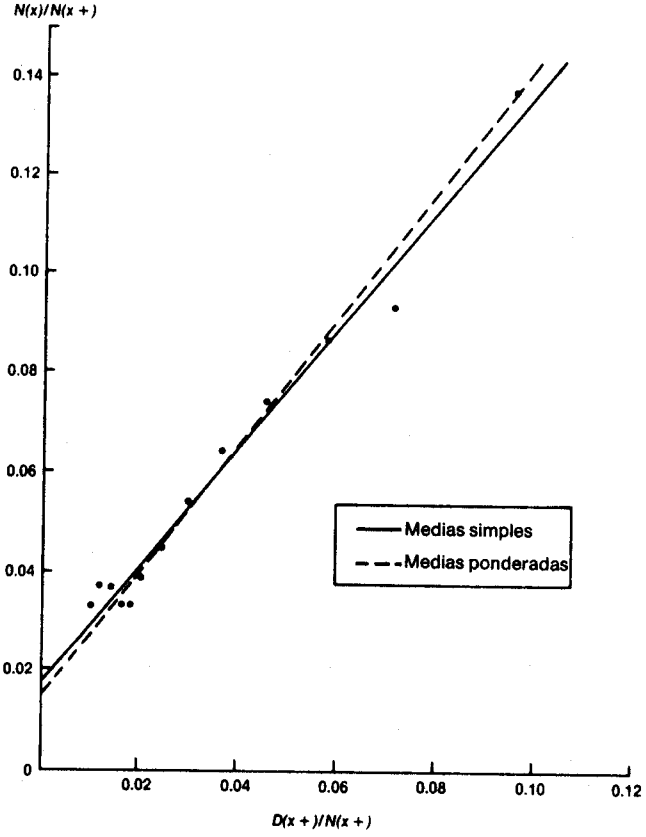
Los primeros cinco puntos constituyen una maraña sin tendencia alguna, pero a partir de los 30 años de edad siguen algo parecido a una línea recta, aunque si se excluyera el último, los puntos de 30 a 60 parecerían estar describiendo una curva. A los puntos de 30 en adelante puede ajustárseles una línea recta; la línea ajustada por medias simples tiene una pendiente de 1,169 y una ordenada al origen de 0,0177, indicando que las defunciones de adultos estan subregistradas en casi un 14%.

Sin embargo, tal línea se ve muy afectada por el último punto y también por la exclusión de los cinco primeros; podría, por lo tanto, representar un caso donde la ponderación resultase muy efectiva. Siguiendo el ejemplo anterior y usando todos los puntos disponibles, pero ponderando el primero y el último por 0,25, el segundo y el penúltimo por 0,50 y el tercero y el antepenúltimo por 0,75, se obtiene una línea recta distinta con una pendiente de 1,257 y una ordenada al

CUADRO 133. POBLACIÓN EN DIFERENTES EDADES, DEFUNCIONES DECLARADAS Y TASAS PARCIALES DE NATALIDAD Y MORTALIDAD PARA VARONES, ESTADO DE ANDRA PRADESH, INDIA, 1970-1971

| *Edad x (1)* | *Población en la edad exacta x N(x) (2)* | *Población de x años y más N(x+) (3)* | *Defunciones declaradas de x años y más D(x+) (4)* | *Tasa parcial de natalidad N(x)'N(x+) (5)* | *Tasa parcial de mortalidad D(x+)/N(x+) (6)* |
|---|---|---|---|---|---|
| 5..... | 569.3 | 17 111 | 187.10 | 0.0333 | 0.0109 |
| 10..... | 524.5 | 14 307 | 173.22 | 0.0367 | 0.0121 |
| 15..... | 432.0 | 11 866 | 167.97 | 0.0364 | 0.0142 |
| 20..... | 334.2 | 9 987 | 163.50 | 0.0335 | 0.0164 |
| 25..... | 286.7 | 8 524 | 157.79 | 0.0336 | 0.0185 |
| 30..... | 275.9 | 7 120 | 148.72 | 0.0388 | 0.0209 |
| 35..... | 260.2 | 5 765 | 142.96 | 0.0451 | 0.0248 |
| 40..... | 244.6 | 4 518 | 134.61 | 0.0541 | 0.0298 |
| 45..... | 212.4 | 3 319 | 122.32 | 0.0640 | 0.0369 |
| 50..... | 177.3 | 2 394 | 110.38 | 0.0741 | 0.0461 |
| 55..... | 133.3 | 1 546 | 90.59 | 0.0862 | 0.0586 |
| 60..... | 99.0 | 1 061 | 76.36 | 0.0933 | 0.0720 |
| 65..... | 75.9 | 556 | 53.69 | 0.1365 | 0.0966 |

**Figura 15. Gráfico de las tasas parciales de natalidad, $N(x)/N(x+)$, contra las tasas parciales de mortalidad, $D(x+)/N(x+)$, para varones, Estado de Andra Pradesh, India, 1970-1971**




origen de 0,0144; así, la línea robusta indica una tasa de crecimiento bastante menor y un nivel de omisión del orden del 20%.

De las dos, probablemente habría que preferir la línea robusta, aunque las estimaciones derivadas de ella no sean demasiado confiables debido a que los puntos obtenidos no se aproximan a una línea recta. Un rasgo que no resulta prominente en la figura 15 es la existencia de exageración de edad al fallecimiento; tal exageración haría que los puntos graficados se inclinaran hacia la derecha, ya que las tasas parciales de mortalidad aumentarían con mayor rapidez que las de natalidad. Los puntos de 30 a 60 parecen curvearse de esa manera, pero el punto de la edad 65 y más no confirma tal tendencia para las edades superiores. Por lo general, la exageración de la edad al morir dará lugar a sobrestimaciones del nivel de cobertura, ya que los puntos para las edades más avanzadas tenderán a empujar hacia abajo la pendiente.

En conclusión, es difícil interpretar los resultados obtenidos al aplicar el método de Brass a este caso. Cabe notar además que en esta aplicación, los resultados de este método son bastante distintos de los obtenidos aplicando el método de Preston y Coale, que en la subsección B.5 produjo una estimación de cobertura de casi 90% con una tasa de crecimiento de 0,0183. Así, este ejemplo debe servir de advertencia contra la aplicación mecánica de cualquier método. Al aplicar el procedimiento de Brass, es esencial que se proceda a un cuidadoso examen del comportamiento de los puntos graficados.

# *Capítulo VI*

# OBTENCION DE UNA TABLA DE VIDA SUAVIZADA A PARTIR DE UN CONJUNTO DE PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA

## A. Antecedentes de los métodos

### 1. *Necesidad de suavizar y completar conjuntos de probabilidades de supervivencia*

Hay varias situaciones donde se obtienen estimaciones de las probabilidades de supervivencia, $l(x)$, que definen una tabla de vida, pero en las que se querría suavizar[1] esas estimaciones con referencia a una tabla modelo. Por ejemplo, puede calcularse una tabla de vida directamente convirtiendo valores observados ${}_{n}m_{x}$ en ${}_{n}q_{x}$ y éstos en valores $l(x)$. Otras veces, los valores disponibles de $l(x)$ pueden no definir una tabla de vida completa porque algunos se refieren a la niñez y otros a edades adultas avanzadas (como los obtenidos de datos sobre orfandad materna). En la situación más común, se estimarían probabilidades de supervivencia en la niñez a partir de información sobre hijos nacidos vivos e hijos supervivientes (véase capítulo III) y probabilidades de supervivencia de los adultos con información sobre supervivencia del cónyuge o de los padres (véase capítulo IV), y los tramos de edad cubiertos por esas series de estimaciones no cubrirían todo el intervalo de 0 a 85 años reflejado en la tabla de vida. En tales casos, es necesario tanto suavizar los valores estimados, como interpolar o extrapolarlos para obtener los valores de $l(x)$ que faltan.

En otras situaciones, puede ser deseable obtener el conjunto completo de probabilidades de supervivencia, $l(x)$, de la tabla de vida a partir de estimaciones de la mortalidad en la niñez y de probabilidades condicionales de supervivencia para adultos (tal como la probabilidad de sobrevivir desde la edad $A$ a la edad $B$, $l(B)/l(A)$). Las probabilidades condicionales se obtienen de ordinario con información sobre viudez u orfandad (véase capítulo IV), o usando algún método de distribución de defunciones (véase capítulo V). El problema que hay que afrontar en esta circunstancia es vincular las dos estimaciones independientes. Una vez más, generalmente tal vinculación se hace refiriéndose a una tabla de vida modelo.

[1] El término "suavizar" se usa en este *Manual* en su sentido más general para significar la eliminación o minimización de irregularidades a menudo presentes en los datos brutos o en estimaciones preliminares obtenidas de ellos. En tal sentido, el conjunto de posibles "técnicas de suavización" engloba una amplia gama de procedimientos, que van desde el ajuste de modelos a simples promedios. Las técnicas de suavización tradicionales aplicadas a distribuciones por edad y a tasas observadas de mortalidad por edades forman parte de ese conjunto, pero no lo agotan. Los procedimientos un tanto más burdos que se describen en el presente *Manual* resultan necesarios por ser los datos básicos disponibles a la vez deficientes e incompletos.

### 2. *Organización de este capítulo*

Este capítulo se centra en los métodos que permiten obtener tablas de vida completas a partir de información parcial sobre probabilidades de supervivencia. Se distinguen dos tipos: aquellos que permiten suavizar e interpolar valores de $l(x)$ (llamados los "métodos SI"), y los que, además de incorporar algún elemento de suavización y de permitir la interpolación, facilitan la vinculación de probabilidades directas o incondicionales de supervivencia, $l(x)$, con probabilidades condicionales, esto es, con cocientes de los valores de $l(x)$ (llamados los "métodos L"). A continuación se describen las secciones que presentan cada tipo de método:

*Sección B. Suavización e interpolación de un conjunto incompleto de probabilidades de supervivencia.* Esta sección presenta un método de suavización e interpolación basado en el uso del sistema logito de tablas de vida. Requiere como insumo un conjunto de estimaciones de probabilidades de supervivencia, $l(x)$.

*Sección C. Vinculación de probabilidades de supervivencia en la niñez con probabilidades condicionales de supervivencia de adultos.* Esta sección presenta dos métodos de vinculación basados, respectivamente, en el uso del sistema logito de tablas de vida y en las tablas de vida de Coale y Demeny. Ambos requieren como insumo un conjunto de probabilidades de supervivencia en la niñez, $l(z)$, y una serie de probabilidades condicionales de supervivencia de la forma $l(x)/l(y)$. Véase el cuadro 134 para más detalles.

## B. Suavización e interpolación de un conjunto incompleto de probabilidades de supervivencia

### 1. *Fundamento y justificación del método*

Quizás la técnica más sencilla para suavizar e interpolar entre una secuencia de valores de $l(x)$ sea la que proporciona el sistema logito descrito en la subsección B.4 del capítulo I. Como todas las funciones $l(x)$ de tablas de vida pertenecientes al mismo sistema logito están relacionadas linealmente en la escala logito, un modo de suavizar los valores observados de $l(x)$ sería representar gráficamente sus transformaciones logito en comparación con las de alguna tabla de vida standard. Si la tabla estimada se ajusta al sistema logito generado por ese standard, los puntos graficados deberían formar una línea casi recta de pendiente $\alpha$ y ordenada al origen $\beta$; puede entonces usarse cualquier método de ajuste de una recta para estimar los valores reales de esos parámetros. Sin embargo, cuando los puntos graficados se desvíen de una línea recta, el problema de seleccionar

CUADRO 134. GUÍA ESQUEMÁTICA DEL CONTENIDO DEL CAPÍTULO VI

| *Sección* | *Subsección y método* | *Tipo de datos empleados* | *Parámetros estimados* |
|---|---|---|---|
| B. Suavización e interpolación de un conjunto incompleto de probabilidades de supervivencia | | Un conjunto de valores de $l(x)$. Puede ser la función completa $l(x)$ para $x = 1, 5, 10, \ldots, 80$, o algún subconjunto de esos valores<br>Se usará como standard un conjunto fidedigno y completo de valores $l(x)$ | Parámetros $\alpha$ y $\beta$ que definen la función ajustada $l(x)$ en el sistema logito generado por el standard elegido<br>Una tabla de vida completa |
| C. Vinculación de probabilidades de supervivencia en la niñez con probabilidades condicionales de supervivencia de adultos | C.2. Usando el sistema logito | Un conjunto de valores de $l(z)$, de ordinario para edades de la niñez<br>Un conjunto de probabilidades condicionales de supervivencia, de la forma $l(x)/l(y)$<br>Se usará como standard un conjunto fidedigno y completo de valores de $l(x)$ | Parámetros $\alpha$ y $\beta$ que definen la función ajustada $l(x)$ en el sistema logito generado por el standard elegido<br>Una tabla de vida completa |
| | C.3. Usando los modelos Coale-Demeny | Un conjunto de valores de $l(z)$, de ordinario para edades de la niñez<br>Un conjunto de probabilidades condicionales de supervivencia, de la forma $l(x)/l(y)$ | Una tabla de vida completa |

el mejor ajuste ya no es tan sencillo. Si las desviaciones observadas son sistemáticas, como ocurre, por ejemplo, cuando las desviaciones se hacen mayores cuando la edad aumenta o disminuye, o cuando el diagrama adopta decididamente una forma curvilínea, debe considerarse el uso de un standard diferente. Si, en cambio, las desviaciones de la tendencia lineal parecen ser de índole aleatoria, puede ser necesario excluir algunos puntos antes de ajustar una recta a los restantes. En tal caso, no estará justificado usar técnicas de ajuste (tales como la regresión) que suponen cierta homogeneidad en los errores que afectan a los datos, ya que es probable que los errores de que se trata tengan diferentes varianzas en puntos distintos y que esas varianzas no puedan estimarse con los datos comúnmente disponibles. Por ello, en casos en que la linealidad es sólo aproximada y donde las distorsiones se deben casi seguramente a errores, técnicas de ajuste no muy refinadas (como las que se describen en la subsección C.3 del capítulo V), unidas a una selección pertinente de los puntos más fidedignos, constituirán probablemente el procedimiento más aceptable.

En la aplicación de este procedimiento de suavización, la selección de un standard apropiado reviste gran importancia, ya que sólo cuando el patrón de mortalidad del standard se asemeje al de la función observada $l(x)$, resultará evidente la relación lineal en la escala logito. Las fuentes más comunes de patrones standard son los conjuntos de tablas de vida modelo. El standard general propuesto por Brass[2] constituye siempre una posibilidad que hay que tener en cuenta (véase cuadro 2 del capítulo I), como también los son las cuatro familias de las tablas de vida de Coale y Demeny[3] (véase anexo XI) y los patrones modelo de las Naciones Unidas para países en desarrollo[4] (véase subsección B.5 del capítulo I). Al usar esos modelos, conviene recordar que el standard general presenta un patrón muy similar al del modelo Oeste del conjunto Coale-Demeny, y que las transformaciones logito de las tablas de vida a niveles diferentes dentro de una misma familia de los modelos de Coale y Demeny tienen una relación aproximadamente lineal entre sí, pero que la linealidad no se mantiene cuando se comparan las transformaciones logito de tablas de vida procedentes de familias diferentes.

### 2. *Datos requeridos*

A continuación se indican los datos que se necesitan para aplicar este método:

*a*) Un conjunto de valores de $l(x)$, estimados ya sea directamente de datos observados o bien usando cualquiera de los procedimientos descritos en este *Manual*, son suficientes valores a intervalos quinquenales (5, 10, 15, 20, etc.), aunque no se necesita cubrir toda la gama completa desde 0 a 80 u 85;

*b*) Una tabla de vida que sirva de standard y que puede elegirse entre los modelos Coale-Demeny, los modelos de las Naciones Unidas para países en desarrollo, el standard general o cualquier tabla de vida fidedigna que se considere próxima al patrón de mortalidad de la población que se estudia.

### 3. *Procedimiento de cálculo*

Seguidamente se describen los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de la transformación logito de las probabilidades estimadas de supervivencia.* Si se denota por $\lambda(x)$ la transformación logito de las probabilidades de supervivencia, $l(x)$, entonces

$$\lambda(x) = \text{logito}(1.0 - l(x)) = 0.5 \ln(1.0 - l(x))/l(x)) \qquad \text{(B.1)}$$

*Paso 2: gráfico de la transformación logito de la tabla de vida estimada en comparación con la transformación logito del standard.* Las transformaciones lo-

[2] William Brass, *Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data* (Chapel Hill, North Carolina, Carolina Population Center, Laboratories for Population Studies, 1975).

[3] Ansley J. Coale y Paul Demeny, *Regional Model Life Tables and Stable Populations* (Princeton, New Jersey, Princeton University Press, 1966).

[4] *Model Life Tables for Developing Countries* (publicación de las Naciones Unidas, No. de venta: E.81.XIII.7).

gito de los valores $l(x)$ de la tabla de vida de la población que se estudia se grafican contra los del standard. Si la relación resulta ser lineal (incluso aproximadamente, sin desviaciones sistemáticas), se procede a estimar los valores de los parámetros $\alpha$ y $\beta$. Si existen distorsiones sistemáticas, debe emplearse un standard diferente, aunque las desviaciones de la linealidad pueden deberse a errores en los valores observados $l(x)$ más bien que al uso de un standard inadecuado.

*Paso 3: estimación de los valores de los parámetros.* Si el gráfico hecho en el paso 2 revela una relación casi lineal, pueden obtenerse estimaciones de los valores de los parámetros $\alpha$ y $\beta$, esto es, del término constante y de la pendiente de la recta que representa esa relación, mediante cualquier procedimiento de ajuste, ya sea de mínimos cuadrados o bien por los procedimientos descritos en la subsección C.3 del capítulo V. Si se piensa que ciertos grupos de valores de $l(x)$ son más fiables que otros, pueden usarse sólo tales valores para ajustar una recta, tal como se ilustra en el ejemplo detallado que figura a continuación.

*Paso 4: cálculo de los valores de la tabla de vida suavizada.* Una vez que se dispone de estimaciones de los parámetros $\alpha$ y $\beta$, los valores $l(x)$ de la tabla de vida suavizada se obtienen como sigue:

$$l^*(x) = (1.0 + \exp(2\alpha + 2\beta\lambda_s(x)))^{-1} \qquad \text{(B.2)}$$

donde $\lambda_s(x)$ indica la transformación logito en la edad $x$ de la tabla de vida que se toma como standard. Adviértase que $l(0)$ y $l(\omega)$, donde $\omega$ es la edad máxima que es posible alcanzar, no pueden calcularse usando la ecuación (B.2); en su lugar, el radical de la tabla de vida, $l(0)$, se hace igual a uno, y $l(\omega)$ se considera igual a cero.

### 4. *Un ejemplo detallado*

En este ejemplo se considera el caso de la mortalidad femenina en Panamá. En los capítulos III y IV, los datos recogidos por la Encuesta Demográfica del Panamá de 1976 se usaron para estimar la supervivencia de niñas y de mujeres adultas. El cuadro 135 muestra estimaciones de valores femeninos de $l(z)$ para edades infantiles y juveniles obtenidas tanto de datos clasificados por edad de la madre (véase subsección B.3 del capítulo III) como de aquellos clasificados de acuerdo a la duración del primer matrimonio de la madre (véase subsección C.3 del capítulo III). Todos los valores de $l(z)$ presentados en el cuadro 135 van acompañados del nivel de mortalidad que determinan en la familia Oeste de las tablas de vida de Coale y Demeny y por su período de referencia, ambos estimados del modo descrito en el capítulo III.

El cuadro 136 muestra un conjunto de valores de $l(x)$ para mujeres estimados con datos sobre la situación de viudez de informantes masculinos clasificados por duración del matrimonio. Una vez más, todas las estimaciones presentadas van acompañadas del nivel de mortalidad que implican en el modelo Oeste y por su período de referencia temporal (véase subsección C.3 *c*) iii) del capítulo IV). Tal como indica ese cuadro y el anterior, los dos distintos conjuntos de estimaciones, los que se refieren a la niñez y los que se refieren a edades adultas, abarcan sólo el tramo de edades de 2 a 40 años. Asimismo, como las diferentes estimaciones se refieren a distintos períodos de tiempo, está claro que para un determinado período, digamos de 1970 a 1975, no se dispone de un conjunto completo de estimaciones de $l(x)$ que cubran ese tramo de edades. Por ello, es necesario emplear el procedimiento descrito en esta sección para obtener a partir de esa información parcial sobre probabilidades de supervivencia una tabla de vida completa relativa al pasado reciente.

CUADRO 136. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA FEMENINA ESTIMADAS CON DATOS SOBRE LA SITUACIÓN DE VIUDEZ DE INFORMANTES MASCULINOS CLASIFICADOS POR DURACIÓN DEL MATRIMONIO, PANAMÁ, 1976

| *Edad x* (1) | *Probabilidad de supervivencia l(x)* (2) | *Nivel de mortalidad Oeste* (3) | *Fecha de referencia* (4) |
|---|---|---|---|
| 20 | 0.9365 | 20.2 | 1975.6 |
| 25 | 0.9160 | 19.6 | 1973.4 |
| 30 | 0.8955 | 19.2 | 1971.1 |
| 35 | 0.8744 | 18.9 | 1969.0 |
| 40 | 0.8491 | 18.6 | 1967.2 |

A continuación se describen los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de la transformación logito de las probabilidades estimadas de supervivencia.* La ecuación (B.1) se usa para calcular la transformación logito de cada probabilidad de supervivencia, $l(x)$, que figura en los cuadros 135 y 136. En el cuadro 137 se presentan los valores resultantes de $\lambda$ $(x)$. Como ejemplo, en seguida se calcula la transformación logito de $l(30)$:

CUADRO 135. PROBABILIDADES DE SUPERVIVIENCIA EN LA NIÑEZ PARA MUJERES, ESTIMADAS USANDO COEFICIENTES DE TRUSSELL CON DATOS CLASIFICADOS POR EDAD Y POR DURACIÓN DEL MATRIMONIO DE LA MADRE, PANAMÁ, 1976

| | *Estimaciones basadas en datos clasificados por:* | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | *Duración* | | | *Edad* | | |
| *Edad z* (1) | *Probabilidad de supervivencia l(z)* (2) | *Nivel Oeste* (3) | *Fecha de referencia* (4) | *Probabilidad de supervivencia l(z)* (5) | *Nivel Oeste* (6) | *Fecha de referencia* (7) |
| 2 | 0.9688 | 21.3 | 1975.3 | 0.9560 | 20.2 | 1974.3 |
| 3 | 0.9505 | 20.0 | 1973.0 | 0.9405 | 19.2 | 1972.5 |
| 5 | 0.9428 | 19.7 | 1970.6 | 0.9324 | 19.0 | 1970.3 |
| 10 | 0.9238 | 18.9 | 1968.3 | 0.9091 | 18.1 | 1967.9 |
| 15 | 0.9026 | 18.1 | 1965.6 | 0.9035 | 18.1 | 1965.3 |
| 20 | ... | ... | ... | 0.8691 | 17.0 | 1962.4 |

$$\lambda(3)=\text{logito}(1.0-0.8955)=0.5\ln(1.0-0.8955)/0.8955)$$
$$=0.5\ln(0.1167)=-1.0741$$

En la columna (2) del cuadro 137 figuran las transformaciones logito de las probabilidades $l_s(x)$ correspondientes al standard usado. En este caso, se ha seleccionado el standard general como representación adecuada del patrón de mortalidad vigente en la población que se estudia; por lo tanto, los valores de $\lambda_s(x)$ que figuran en el cuadro 137 se han copiado del cuadro 2 (véase capítulo I).

CUADRO 137. TRANSFORMACIÓN LOGITO DE LAS PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA ESTIMADA Y STANDARD, PANAMÁ, 1976

| *Edad* $x$ *(1)* | *Standard general* $\lambda_s(x)$ *(2)* | *Estimación basada en la duración* $\lambda(x)$ *(3)* | *Estimación basada en la edad* $\lambda(x)$ *(4)* |
|---|---|---|---|
| 2 | −0.7152 | −1.7178 | −1.5393[a] |
| 3 | −0.6552 | −1.4775[a] | −1.3802[a] |
| 5 | −0.6015 | −1.4012[a] | −1.3121[a] |
| 10 | −0.5498 | −1.2476[a] | −1.1513 |
| 15 | −0.5131 | −1.1132 | −1.1184 |
| 20 | −0.4551 | −1.3456 | −0.9465 |
| 25 | −0.3829 | −1.1946[a] | ... |
| 30 | −0.3150 | −1.0741[a] | ... |
| 35 | −0.2496 | −0.9702[a] | ... |
| 40 | −0.1816 | −0.8638[a] | ... |

[a] Valores usados en el procedimiento de ajuste.

*Paso 2: gráfico de la transformación logito de la tabla de vida estimada en comparación con la transformación logito del standard.* En la figura 16 se grafican los puntos definidos por cada par de valores $[\lambda_s(x), \lambda(x)]$. Nótese que a causa del carácter de los datos usados para obtener las diferentes estimaciones de $l(x)$, en el gráfico se han identificado al menos tres diferentes conjuntos de puntos. Los correspondientes a las dos series de estimaciones de mortalidad en la niñez se agrupan, por lo general, en la parte inferior izquierda del gráfico. Son similares, aunque no se consiga el deseable grado de coincidencia entre un conjunto y otro. Concretamente, los puntos que se desvían son los asociados con la estimación de $l(2)$ obtenida de datos clasificados por duración y con las estimaciones de $l(x)$ para las edades 15 y 20 (incluso el punto asociado con la $l(10)$ de las estimaciones basadas en la edad se desvía un poco del resto). Las estimaciones obtenidas de los datos de viudez, por otra parte, se agrupan cerca de la parte superior derecha del gráfico. Presentan una tendencia bastante lineal, pero el punto asociado con $l(20)$, e incluso quizá el asociado con $l(25)$, tendrían que descartarse si se quiere que las estimaciones basadas en la viudez se consideren la continuación de una recta definida por los puntos obtenidos de las probabilidades de supervivencia en la niñez.

Una rápida evaluación de los niveles de mortalidad Oeste asociados con cada estimación y sus respectivas fechas de referencia sugiere que casi todos los puntos que se desvían en las estimaciones para la niñez están asociados a períodos anteriores a 1970 o posteriores a 1975, y corresponden por lo general a niveles de mortalidad (en el conjunto Coale-Demeny) sustancialmente inferiores o superiores al resto. Los puntos que se desvían en el caso de las estimaciones basadas en la viudez van asociados con las fechas más recientes (después de 1975) y corresponden a niveles de mortalidad bastante elevados. En base a estas observaciones, procede elegir los puntos señalados en la nota del cuadro 137 como los indicadores más fidedignos de la mortalidad en la niñez y adulta durante, más o menos, el período 1969-1975.

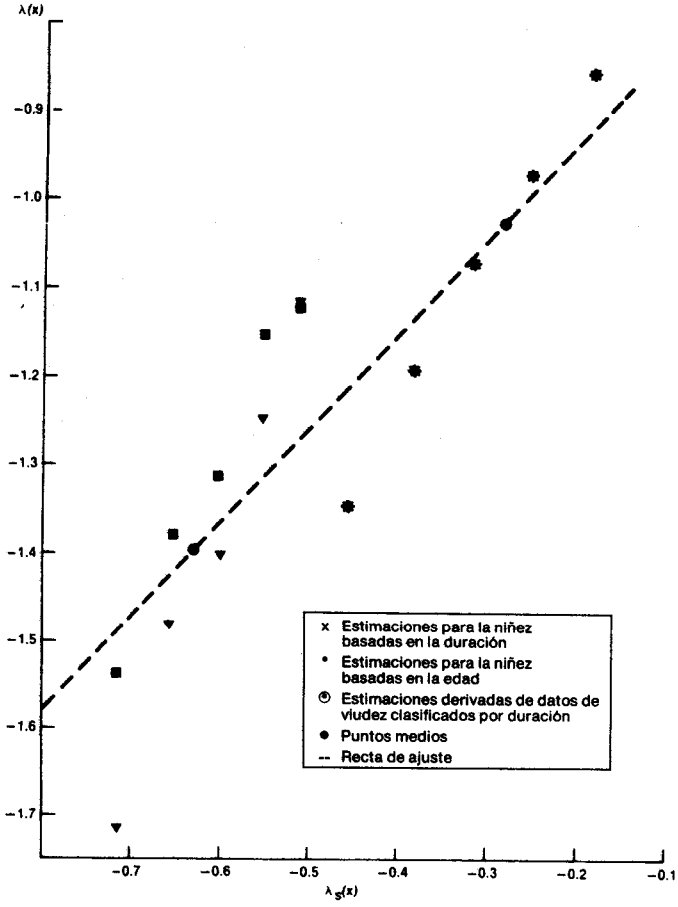
*Paso 3: estimación de los valores de los parámetros.* Habiendo seleccionado los conjuntos más fidedignos de puntos que representan las probabilidades de supervivencia para las edades de la niñez y adultas, se ajusta una línea a ellos usando promedios de grupos (véase subsección C.3 del capítulo V). Los promedios se obtienen tanto de la transformación logito de las probabilidades estimadas de supervivencia como de aquellas del standard. Si se denotan los promedios de los primeros valores por $\Theta(2, 3, 3, 5, 5, 10)$ y $\Theta(25, 30, 35, 40)$, y los de los segundos por $\Theta_s(2, 3, 3, 5, 5, 10)$ y $\Theta_s(25, 30, 35, 40)$, entonces la línea que pasa por los puntos definidos por esos valores medios satisface; las dos ecuaciones siguientes:

$$\Theta(2, 3, 3, 5, 5, 10)=\alpha+\beta\Theta_s(2, 3, 3, 5, 5, 10) \quad \text{(B.3)}$$

y

$$\Theta(25, 30, 35, 40)=\alpha+\beta\Theta_s(25, 30, 35, 40) \quad \text{(B.4)}$$

**Figura 16. Gráfico de la transformación logito de las probabilidades de supervivencia femenina estimada, $l(x)$, contra las del standard general, Panamá, 1976**



Por tanto, una estimación del parámetro $\beta$ viene dada por

$$\beta^* = \frac{\Theta(2, 3, 3, 5, 5, 10) - \Theta(25, 30, 35, 40)}{\Theta_s(2, 3, 3, 5, 5, 10) - \Theta_s(25, 30, 35, 40)}$$

$$= \frac{-1.3930 + 1.0257}{-0.6297 + 0.2823} = \frac{-0.3673}{-0.3474} = 1.0573 \quad \text{(B.5)}$$

y se encuentra entonces el parámetro $\alpha$ sustituyendo el valor estimado de $\beta$ en cualquiera de las ecuaciones (B.3) o (B.4) como sigue:

$$\alpha^* = \Theta(2, 3, 3, 5, 5, 10) - \beta^* \Theta_s(2, 3, 3, 5, 5, 10)$$

$$= -1.3930 - [(1.0573)(-0.6297)] = -0.7272$$

o

$$\alpha^* = \Theta(25, 30, 35, 40) - \beta^* \Theta_s(25, 30, 35, 40)$$

$$= -1.0257 - [(1.0573)(-0.2823)] = -0.7272$$

*Paso 4: cálculo de los valores de la tabla de vida suavizada.* Una vez que se hayan calculado las estimaciones óptimas de $\alpha$ y $\beta$, puede obtenerse el conjunto completo de los $l^*(x)$ estimados que figuran en la columna (3) del cuadro 138, usando la ecuación (B.2). Por ejemplo, $l^*(20)$ se calcula así:

$$l^*(20) = \frac{1.0}{1.0 + \exp(2(-0.7242) + 2(1.0573)(-0.4551))}$$

$$= 0.918$$

Hay que señalar que este procedimiento puede no ser muy robusto con respecto a distintas opciones de agrupamiento al ajustar una línea a los puntos logito. Por ejemplo, si en lugar de elegir como punto representativo de la mortalidad en la niñez el promedio de los asociados con los $l(2)$, $l(3)$ y $l(5)$ basados en la edad, y con los $l(3)$, $l(5)$ y $l(10)$ basados en la duración, se hubiera utilizado el promedio de las tres estimaciones basadas en la duración, $\beta^*$habría sido 1,0934 en lugar de su valor anterior de 1,0573. De igual modo, $\alpha^*$habría sido ligeramente mayor, con un valor estimado de $-0{,}7170$. Por ello, a menos de que se esté bastante seguro de que un determinado grupo en su conjunto es correcto, deberían intentarse otras combinaciones a fin de evaluar la sensibilidad de la tabla de vida final a las opciones alternativas. En este caso, sin embargo, casi todas las opciones razonables producen tablas de vida bastante similares.

CUADRO 138. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA DE UNA TABLA DE VIDA SUAVIZADA PARA MUJERES, OBTENIDAS MEDIANTE DISTINTOS MÉTODOS DE SUAVIZACIÓN Y VINCULACIÓN, PANAMÁ, 1976

| *Edad* (x) (1) | *Standard general* $\lambda_s(x)$ (2) | *Método de suavización e interpolación* (3) | *Métodos de vinculación* | |
|---|---|---|---|---|
| | | | *Sistema logito* (4) | *Coale-Demeny* (5) |
| 0 | - | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| 2 | −0.7152 | 0.951 | 0.948 | 0.948 |
| 5 | −0.6015 | 0.939 | 0.940 | 0.940 |
| 10 | −0.5498 | 0.932 | 0.935 | 0.934 |
| 20 | −0.4551 | 0.918 | 0.027 | 0.023 |
| 30 | −0.3150 | 0.893 | 0.013 | 0.911 |
| 40 | −0.1816 | 0.863 | 0.897 | 0.893 |
| 50 | −0.0212 | 0.817 | 0.875 | 0.859 |
| 60 | 0.2100 | 0.733 | 0.835 | 0.789 |
| 70 | 0.5818 | 0.556 | 0.752 | 0.636 |
| 80 | 1.2375 | 0.238 | 0.551 | 0.342 |

## C. VINCULACIÓN DE PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA EN LA NIÑEZ CON PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA CONDICIONAL DE ADULTOS

### 1. *Fundamento y justificación del método*

Tal como se dijo en el capítulo IV, los datos de orfandad o viudez reflejan adecuadamente sólo la experiencia de la mortalidad de los adultos. Por lo tanto, es posible obtener probabilidades condicionales de supervivencia (por ejemplo, $l(35)/l(20)$) mejores que valores incondicionales de $l(x)$. Sin embargo, casi siempre son más útiles las probabilidades incondicionales, ya que definen una tabla de vida convencional. Por lo tanto, es útil contar con algún procedimiento para vincular probabilidades condicionales de supervivencia adulta, de la forma $l(x)/l(y)$, con alguna otra información sobre supervivencia, particularmente la relativa a la niñez. No sólo tal procedimiento permitiría obtener una tabla de vida completa, sino que también incorporaría cierto grado de suavizamiento sobre el intervalo cubierto por las estimaciones de supervivencia disponibles.

Cuando estén disponibles varias probabilidades de supervivencia del tipo $l(x)/l(y)$ para valores diferentes de $x$, pero para un solo valor fijo de $y$, todo lo que se necesita para obtener estimaciones de $l(x)$ es una estimación de $l(y)$. Información sobre la supervivencia en la niñez — por ejemplo, una estimación de la probabilidad de sobrevivir entre el nacimiento y la edad 2, $l(2)$ — puede entonces usarse en conjunción con un sistema de tablas de vida modelo para estimar un valor de $l(y)$, que puede a su vez multiplicarse por las probabilidades condicionales de supervivencia para obtener $l(x)$. El sistema logito proporciona un modelo conveniente para realizar ese procedimiento, y a continuación se describe un procedimiento iterativo que también introduce un poderoso componente de suavización. Más adelante (en la subsección C.3) se presenta también un procedimiento alternativo usando las tablas de vida modelo de Coale y Demeny.

### 2. *Método de vinculación usando un sistema logito de tablas de vida*

a) *Datos requeridos*

A continuación se describen los datos necesarios para usar el primer método de vinculación, esto es, el que utiliza un sistema logito de tablas de vida:

*a*) Probabilidades condicionales de supervivencia adulta, por lo común en la forma de cocientes $l(x)/l(y)$ estimados usando los métodos de viudez u orfandad descritos en el capítulo IV;

*b*) Estimación de la supervivencia en la niñez. Las probabilidades de supervivencia $l(z)$ para edades tem-

pranas pueden estimarse usando los métodos descritos en el capítulo III;

*c*) Una tabla de vida modelo que sirva de standard. Puede usarse el standard general, uno de los modelos de Coale-Demeny, uno de los nuevos modelos de las Naciones Unidas, o cualquier otra tabla de vida fiable que se considere próxima a la experiencia de mortalidad de la población considerada.

b) *Procedimiento de cálculo*

En el sistema logito de tablas de vida de dos parámetros, cualquier par de probabilidades de supervivencia, una desde el nacimiento y otra condicional que depende del hecho de alcanzar cierta edad, determina únicamente valores de los parámetros $\alpha$ y $\beta$ que definen una tabla de vida en el sistema. Sin embargo, como una de las probabilidades es condicional, los valores de los, parámetros tienen que ser estimados iterativamente, ya que no hay modo de obtenerlos algebraicamente. El procedimiento descrito aquí proporciona una manera de encontrar valores satisfactorios de $\alpha$ y $\beta$ cuando se dispone de probabilidades condicionales de supervivencia, todas relativas a la misma población, sin tener que encontrar valores de los parámetros para cada una, proceso que sería tedioso sin una computadora. A continuación se describen los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: estimación inicial del parámetro* $\alpha$. Dada una estimación de $l(z)$ para la niñez, tal como $l(2)$ o el promedio de un grupo de estimaciones, la estimación inicial del parámetro $\alpha$ se obtiene así:

$$\alpha_1 = \lambda(z) - \lambda_s(z)$$

bajo el supuesto de que $\beta_1 = 1{,}0$.

*Paso 2: estimación inicial de la probabilidad de supervivencia que aparece como denominador.* Usando el valor de $\alpha_1$ estimado en el paso 1 y suponiendo siempre que $\beta_1 = 0$, se obtiene de la ecuación (B.2) una primera estimación de la probabilidad de supervivencia $l(y)$, denotada por $l_1(y)$:

$$l_1(y) = (1.0 + \exp(2\alpha_1 + 2\lambda_s(y)))$$

*Paso 3: estimaciones iniciales de las probabilidades de supervivencia desde el nacimiento.* La aproximación inicial a $l(y)$, $l_1(y)$ se usa ahora para calcular estimaciones iniciales de las probabilidades de supervivencia desde el nacimiento, $l(x)$, para cada valor de $x$ a partir de los cocientes observados $l(x)/l(y)$:

$$l_1(x) = \frac{l(x)}{l(y)} l_1(y) \qquad \text{(C.1)}$$

*Paso 4: estimación modificada del parámetro* $\beta$. Si se denota por $\lambda_1(x)$ la transformación logito de $l_1(x)$, cada par de puntos $[\lambda_s(z), \lambda(z)]$ y $[\lambda_s(x), \lambda_1(x)]$ determina parámetros $\alpha$ y $\beta$ con respecto al standard que se esté usando. El interés principal de momento estriba en el parámetro $\beta$, que puede encontrarse así:

$$\beta_2(x) = \frac{(\lambda(x) - \lambda(z))}{(\lambda_s(x) - \lambda_s(z))} \qquad \text{(C.2)}$$

Puede entonces obtenerse una estimación única de $\beta_2$ promediando los valores de $\beta_2(x)$. Suele ocurrir que estos últimos valores varíen mucho con $x$, y entonces cabe obtener una mejor estimación de $\beta_2$ promediando los valores de $\beta_2(x)$ después de excluir sus valores extremos, tales como el superior y el inferior.

*Paso 5: una segunda estimación del parámetro* $\alpha$. Se obtiene una segunda estimación de $\alpha$, denotada por $\alpha_2$, repitiendo el paso 1, pero usando ahora la estimación de $\beta_2$ obtenida en el paso 4 en lugar del primer valor supuesto de $\beta_1 = 1{,}0$. Así,

$$\alpha_2 = \lambda(z) - \beta_2 \lambda_s(z) \qquad \text{(C.3)}$$

*Paso 6: segunda estimación de la probabilidad de supervivencia usada como denominador.* El nuevo valor de $\alpha$, denotado por $\alpha_2$, y la segunda aproximación a $\beta$, denotada por $\beta_2$, se usan ahora para obtener un valor revisado de $l(y)$, denotado por $l_2(y)$, como sigue:

$$l_2(y) = (1.0 + \exp(2\alpha_2 + 2\beta_2 \lambda_s(y)))^{-1} \qquad \text{(C.4)}$$

*Pasos 7 y sucesivos: nueva interación.* Continúa el procedimiento iterativo, repitiendo el paso 3 para obtener un segundo conjunto de estimaciones de $l(x)$, repitiendo luego el paso 4 para encontrar una estimación revisada de $\beta$, volviendo a estimar $\alpha$ en el paso 5 y $l(y)$ en el paso 6 con los nuevos valores de $\alpha$ y $\beta$, y así sucesivamente, hasta que los primeros dos o tres decimales de la estimación de $\beta$ ya no cambien con la iteración continuada. Ese valor invariable de $\beta$, denotado por $\beta^*$, y el valor de $\alpha^*$ que implica (calculado usando la ecuación (C.3)) se aceptan entonces como las estimaciones óptimas de los parámetros que definen una tabla de vida consistente con las probabilidades de supervivencia disponibles en el sistema logito que se esté usando.

Con la práctica, el procedimiento iterativo no lleva mucho tiempo; cuatro o cinco iteraciones suelen bastar para que la estimación de $\beta$ converja. Puede también tomarse un atajo, ya que $\beta^*$, la estimación invariable de $\beta$, está siempre más alejada, por lo general en cerca de la mitad de la distancia, del valor inicial de 1,0 que la primera estimación obtenida. Así, se puede usar como segunda aproximación

$$\beta_3 = 1.5\beta_2 - 0.5 \qquad \text{(C.5)}$$

Entonces, en lugar de sustituir el valor de $\beta_2$ en el paso 5, puede lograrse una convergencia más rápida sustituyendo en su lugar $\beta_3$. Después, sin embargo, ya no es posible usar más pasos abreviados.

c) *Un ejemplo detallado*

El cuadro 139 muestra las probabilidades condicionales de supervivencia para la población femenina de Panamá obtenidas de datos sobre la situación de viudez

de informantes varones clasificados por edad (véase subsección B.3 b) iii) del capítulo IV). Dadas las estimaciones de la mortalidad en la niñez basadas en datos clasificados por edad que figuran en el cuadro 135, a continuación se muestra de qué modo se puede estimar una tabla de vida completa.

*Paso 1: estimación inicial del parámetro $\alpha$.* La tabla de vida usada como standard es, una vez más, el standard general presentado en el cuadro 2 del capítulo I. En la primera iteración, se obtiene una estimación de $\alpha_1$ suponiendo que $\beta_1 = 1{,}0$. Si se supone que las estimaciones de $l(2)$, $l(3)$ y $l(5)$ son razonablemente precisas, puede estimarse $\alpha_1$ como

$$\alpha_1 = \Theta(2, 3, 5) - \Theta_s(2, 3, 5)$$

$$= -1.4105 + 0.6573 = -0.7532$$

donde $\Theta(2, 3, 5)$ denota, como se indicó antes, el promedio de las transformaciones logito de $l(2)$, $l(3)$ y $l(5)$, esto es, el promedio de $\lambda(2)$, $\lambda(3)$ y $\lambda(5)$ en este caso.

CUADRO 139. PROBABILIDADES CONDICIONALES ESTIMADAS DE SUPERVIVENCIA FEMENINA, $l(x)/l(20)$ Y NIVELES DE MORTALIDAD CORRESPONDIENTES EN LA FAMILIA OESTE DE LAS TABLAS DE VIDA MODELO, PANAMÁ, 1976

| *Edad x (1)* | *Probabilidades de supervivencia l(z)/l(20) (2)* | *Nivel de mortalidad Oeste (3)* |
|---|---|---|
| 25 | 0.9962 | 22.2 |
| 30 | 0.9878 | 21.3 |
| 35 | 0.9775 | 21.0 |
| 40 | 0.9641 | 20.8 |
| 45 | 0.9417 | 20.4 |

*Paso 2: estimación inicial de la probabilidad de supervivencia que aparece como denominador.* Aquí, los cocientes de supervivencia que se usan tienen como denominador el valor de $l(20)$, así que $y = 20$. Una primera estimación de $l(20)$ se obtiene estableciendo $\beta_1 = 1{,}0$, y usando la estimación $\alpha_1$ del paso 1:

$$l_1(20) = (1.0 + \exp(2(-0.7532) + 2(-0.4551)))^{-1}$$

$$= 0.9181$$

*Paso 3: estimaciones iniciales de las probabilidades de supervivencia desde el nacimiento.* Cada valor de $l(x)/l(20)$ se multiplica por $l_1(20)$ con el fin de obtener primeras estimaciones de $l(x)$. Los resultados figuran en el cuadro 140. El valor para $x = 40$ se obtiene como

$$l_1(40) = \frac{l(40)}{l(20)} l_1(20) = (0.9641)(0.9181) = 0.8851$$

*Paso 4: estimación modificada del parámetro $\beta$.* Cada estimación de $l_1(x)$, en combinación con las estimaciones conjuntas de $l(2)$, $l(3)$ y $l(5)$, implica un valor de $\beta$ que es igual al cociente entre la diferencia en las transformaciones logito observadas de las estimaciones de $l(x)$ y la diferencia entre aquellas del standard (véase ecuación (C.2)). Las transformaciones logito de los valores de $l_1(x)$ y los valores de $\beta_2(x)$ que implica cada una se presentan en el cuadro 140. Por ejemplo, para $x = 40$,

$$\lambda_1(40) = \text{logito}(1.0 - l_1(40)) = 0.5 \ln((1.0 - 0.8851)/0.8851)$$

$$= -1.0208$$

y como $\lambda_s(40)$ es $-0{,}1816$, $\Theta(2, 3, 5)$ es $-1{,}4105$, y el valor equivalente para el standard, $\Theta_s(2, 3, 5)$, es $-0{,}6573$, entonces

$$\beta_2(40) = \frac{-1.0208 - (-1.4105)}{-0.1816 - (-0.6573)} = 0.819$$

Los valores de $\beta_2(x)$ son bastante consistentes, exceptuando a $\beta_2(45)$. Sin embargo, este último no se desvía lo suficiente para justificar su exclusión. Por lo tanto, $\beta_2$ se estima como el promedio de todos los valores de $\beta_2(x)$, esto es, 0,823.

*Paso 5: una segunda estimación del parámetro $\alpha$.* El paso 1 se repite ahora pero usando la estimación de $\beta_2 = 0{,}823$ en lugar de 1,0. Así,

$$\alpha_2 = \Theta(2, 3, 5) - \beta_2 \Theta_s(2, 3, 5)$$

$$= -1.4105 - (0.823)(-0.6573)$$

$$= -0.8695$$

*Paso 6: segunda estimación de la probabilidad de supervivencia hasta la edad 20.* El paso 2 se repite ahora, pero usando los nuevos valores de $\alpha_2(-0{,}8695)$ y $\beta_2(0{,}823)$ obtenidos después de la primera iteración completa. Así,

$$l_2(20) = (1.0 + \exp(2(-0.8695) + 2(0.823)(-0.4551)))^{-1}$$

$$= -0.9233$$

*Paso 7 y sucesivos: nueva iteración.* El cuadro 140 muestra los resultados intermedios obtenidos durante las primeras seis iteraciones. El valor de $\beta$ converge claramente hacia 0,69, por lo que cabe adoptar tal valor como una estimación de $\beta^*$. El valor de $\alpha$ correspondiente a $\beta^*$ se calcula entonces usando la ecuación (C.3), que en este caso arroja un valor de $-0{,}957$ para $\alpha^*$.

*Paso final: cálculo de la tabla de vida ajustada.* Una vez que se ha llegado a las estimaciones finales de $\alpha$ y $\beta$, cabe calcular la función estimada $l^*(x)$ de la tabla de vida ajustada usando la ecuación (B.2); y, como de costumbre, las demás funciones de la tabla de vida pueden derivarse de $l^*(x)$. Por ejemplo, para la edad 40,

$$l^*(40) = (1.0 + \exp(2(-0.957) + 2(0.69)(-0.1816)))^{-1}$$

$$= 0.8970$$

CUADRO 140. PROCESO DE ITERACIÓN PARA ESTIMAR LOS PARÁMETROS $\alpha$ Y $\beta$ QUE DEFINEN UNA TABLA DE VIDA PARA MUJERES EN EL SISTEMA LOGITO GENERADO POR EL STANDARD GENERAL, PANAMÁ, 1976

| Edad $x$ | Probabilidad condicional estimada de supervivencia femenina $l(x)/l(20)$ | Primera iteración $\alpha_1 = -0{,}7532$ $\beta_1 = 1{,}0000$ $l_1(20) = 0{,}9181$ | | | Segunda iteración $\alpha_2 = -0{,}8695$ $\beta_2 = 0{,}8230$ $l_2(20) = 0{,}9233$ | | | Tercera iteración $\alpha_3 = -0{,}9195$ $\beta_3 = 0{,}7470$ $l_3(20) = 0{,}9255$ | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | $l_1(x)$ | $\lambda_1(x)$ | $\beta_2(x)$ | $l_2(x)$ | $\lambda_2(x)$ | $\beta_3(x)$ | $l_3(x)$ | $\lambda_3(x)$ | $\beta_4(x)$ |
| 25 | 0.9962 | 0.9146 | −1.1856 | 0.820 | 0.9198 | −1.2198 | 0.695 | 0.9220 | −1.2349 | 0.640 |
| 30 | 0.9878 | 0.9069 | −1.1382 | 0.796 | 0.9120 | −1.1692 | 0.705 | 0.9142 | −1.1830 | 0.665 |
| 35 | 0.9775 | 0.8974 | −1.0843 | 0.800 | 0.9025 | −1.1127 | 0.730 | 0.9047 | −1.1253 | 0.700 |
| 40 | 0.9641 | 0.8851 | −1.0208 | 0.819 | 0.8901 | −1.0459 | 0.766 | 0.8923 | −1.0572 | 0.743 |
| 45 | 0.9417 | 0.8646 | −0.9270 | 0.879 | 0.8695 | −0.9483 | 0.840 | 0.8715 | −0.9571 | 0.824 |
| PROMEDIO | | | | 0.823 | | | 0.747 | | | 0.714 |

| Edad $x$ | Probabilidad condicional estimada de supervivencia femenina $l(x)/l(20)$ | Cuarta iteración $\alpha_4 = -0{,}9412$ $\beta_4 = 0{,}7140$ $l_4(20) = 0{,}9264$ | | | Quinta iteración $\alpha_5 = -0{,}9497$ $\beta_5 = 0{,}7010$ $l_5(20) = 0{,}9267$ | | | Sexta iteración $\alpha_6 = -0{,}9530$ $\beta_6 = 0{,}6960$ $l_6(20) = 0{,}9269$ | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | $l_4(x)$ | $\lambda_4(x)$ | $\beta_5(x)$ | $l_5(x)$ | $\lambda_5(x)$ | $\beta_6(x)$ | $l_6(x)$ | $\lambda_6(x)$ | $\beta_7(x)$ |
| 25 | 0.9962 | 0.9229 | −1.2412 | 0.617 | 0.9232 | −1.2433 | 0.609 | 0.9234 | −1.2447 | 0.604 |
| 30 | 0.9878 | 0.9151 | −1.1888 | 0.648 | 0.9154 | −1.1907 | 0.642 | 0.9156 | −1.1920 | 0.638 |
| 35 | 0.9775 | 0.9056 | −1.1305 | 0.687 | 0.9058 | −1.1317 | 0.684 | 0.9060 | −1.1329 | 0.681 |
| 40 | 0.9641 | 0.8931 | −1.0614 | 0.734 | 0.8934 | −1.0630 | 0.731 | 0.8936 | −1.0640 | 0.728 |
| 45 | 0.9417 | 0.8724 | −0.9612 | 0.817 | 0.8727 | −0.9625 | 0.815 | 0.8729 | −0.9634 | 0.813 |
| PROMEDIO | | | | 0.701 | | | 0.696 | | | 0.693 |

En la columna (4) del cuadro 138 figuran los valores resultantes de $l^*(x)$.

d) *Comentario al ejemplo detallado*

Hay varios puntos que señalar en este ejemplo detallado. Primero, las estimaciones finales de $\alpha^*$ y $\beta^*$ distan mucho de los valores neutrales de 0,0 y 1,0, respectivamente, para el standard usado, sugiriendo que otro standard podría haber sido un mejor modelo de las estimaciones de supervivencia que se están vinculando en este ejemplo. En segundo término, la consistencia de las estimaciones de $\beta_j(x)$ con la edad se vuelve cada vez menos satisfactoria conforme avanza la iteración, y su rango inicial (de 0,796 a 0,879) aumenta bastante hacia la iteración seis (de 0,604 a 0,813). Esta es una indicación más de que el standard usado puede no ser adecuado. En este sentido, hay que señalar que no se ha tomado en cuenta el hecho de que las diferentes estimaciones de supervivencia se refieren a distintos períodos. Es posible que el patrón del standard usado pueda no representar adecuadamente los diversos niveles de mortalidad que han regido en el pasado. En tercer lugar, se advertirá que en este caso se necesitaron seis iteraciones para que $\beta$ convergiera; el uso del atajo propuesto habría reducido algo la cifra. Cabe señalar también que la selección de $\beta_1 = 1{,}0$ como valor inicial de $\beta$ no tiene repercusiones sobre las estimaciones finales hacia las que converge el procedimiento.

La tabla de vida que figura en la columna (4) del cuadro 138 y que se deriva de los valores de $\alpha^*$ y $\beta^*$ que se acaban de estimar es moderadamente similar en las primeras edades a la tabla que recoge la columna (3) del mismo cuadro (generada por el método de suavización e interpolación presentado en la subsección B.3), pero ambas tablas difieren cada vez más conforme avanza la edad. Las probabilidades de supervivencia que figuran en la columna (4), generadas por este método de vinculación, son siempre superiores a las de la columna (3), generadas por el método de suavización e interpolación, y se van haciendo cada vez mayores en las edades superiores. Aunque quizá no sea inmediatamente patente, las diferencias observadas en las estimaciones finales de la tabla de vida se deben en parte a diferencias en las propias estimaciones originales de supervivencia y no son totalmente achacables a las técnicas de suavización y vinculación usadas. También hay que señalar que los valores de $l(x)$ que figuran en la columna (4) del cuadro 138 no son verosímiles. No puede aceptarse que 55% de las mujeres panameñas sobrevivan hasta los 80 años, y las tasas de mortalidad para edades avanzadas que implica la función $l(x)$ son inaceptablemente bajas. En este caso, los errores en los datos son tales que se requiere un procedimiento de suavización menos flexible que el basado en el sistema logito. Este ejemplo debería servir como advertencia de que métodos de estimación alternativos, incluso cuando emplean los mismos datos (en este caso las proporciones de informantes masculinos con primera mujer superviviente), no siempre arrojan los mismos resultados. Como no pueden darse normas generales sobre la fiabilidad de los resultados que reportan los distintos métodos, se recomienda que se aplique el mayor número de técnicas posibles a cada determinado conjunto de datos, para que decisiones sobre la validez de los resultados obtenidos puedan basarse en una evaluación detenida.

### 3. *Uso de las tablas de vida modelo de Coale y Demeny*

En un sistema de tablas de vida modelo de un parámetro como el propuesto por Coale y Demeny[5], cualquier probabilidad de supervivencia, ya sea desde el nacimiento o bien condicionada a haber alcanzado una cierta edad, determina únicamente una tabla de vida dentro del sistema, una vez seleccionada una familia de modelos. Así, toda probabilidad de supervivencia desde el nacimiento hasta cierta edad de la niñez, $l(z)$, implica

[5] *Op. cit.*

una tabla de vida, como lo hace toda probabilidad condicional de supervivencia del tipo $l(x)/l(y)$ (véanse capítulos III y IV para descripciones del procedimiento seguido en la determinación de esas tablas de vida). La información para los dos tramos distintos de edad puede vincularse entre sí adoptando la tabla de vida implícita en el nivel promedio de las estimaciones de mortalidad en la niñez hasta la edad $y$ (que se considera como una edad pivote) y completando luego la tabla de vida por encima de la edad $y$ aplicando las probabilidades condicionales de supervivencia desde la edad $y$ consistentes con el nivel promedio implicado por las estimaciones de la supervivencia de adultos.

El procedimiento puede ilustrarse usando una vez más los datos relativos a las mujeres panameñas. El cuadro 135 muestra las probabilidades femeninas de sobrevivir, $l(z)$, desde el nacimiento hasta las edades 2, 3 y 5, obtenidas de información sobre hijas nacidas vivas y supervivientes clasificadas por edad de la madre. Cada valor de $l(x)$ supone un nivel de mortalidad en una familia de las tablas de vida modelo de Coale y Demeny; la columna (6) muestra los niveles correspondientes a la familia Oeste. El nivel promedio de mortalidad femenina en la niñez es de 19,5. Las probabilidades condicionales de supervivencia de mujeres adultas estimadas con datos sobre la situación de viudez de informantes masculinos clasificados por edad también implican niveles de mortalidad, como se indica en el cuadro 139; el nivel de mortalidad promedio es 21,1. Los datos sugieren, por tanto, que, para las mujeres en Panamá la mortalidad en la niñez es, ignorando los efectos temporales, aproximadamente la del nivel 19,5 de la familia Oeste de las tablas de vida modelo para mujeres, mientras que la mortalidad adulta es aproximadamente la del nivel 21,1. Entonces se construye una tabla de vida compuesta adoptando la tabla de vida del nivel 19,5 para mujeres hasta los 20 años, calculada promediando las funciones $l(x)$ de las tablas de vida de los niveles 19 y 20 que figuran en el cuadro 236 (véase anexo VIII), y a partir de esa edad la tabla de vida se completa aplicando probabilidades de supervivencia desde los 20 años tomadas de la tabla de vida del nivel 21,1 para mujeres. Este último valor puede calcularse hasta la edad 60 ponderando los valores de $l(n)/l(20)$ para los niveles 21 y 22 en el cuadro 222 (véase anexo VII), los del nivel 22 ponderándose por 0,1 y los del nivel 21 por 0,9 (esto es, se recurre a una interpolación lineal). Los valores de ${}_nq_x$ de la tabla de vida resultante mostrarán cierta irregularidad alrededor de la edad pivote, pero la importancia cuantitativa de cualquier discontinuidad será prácticamente nula. En la columna (5) del cuadro 138 figuran los valores finales de $l^*(x)$ de la tabla de vida estimada de este modo.

Al comparar esas estimaciones de $l^*(x)$ con las que figuran en la columna (4), se advierte que los segundos valores son muy diferentes, en especial en las edades mayores. Como las dos funciones $l(x)$ se han ajustado exactamente a las mismas probabilidades de supervivencia, las discrepancias observadas sólo pueden atribuirse a diferencias en los procedimientos usados y en los modelos en que se basan. Como el patrón de mortalidad del standard general es bastante similar al de la familia Oeste de los modelos Coale-Demeny, es improbable que el standard elegido sea la causa de las diferencias observadas. Parece más probable que tales divergencias hayan surgido debido a que el procedimiento basado en los modelos de Coale y Demeny introduce una componente de suavización más poderosa que el fundado en el sistema logito. Sin duda, si se consideran los niveles de mortalidad Oeste asociados con cada una de las probabilidades condicionales de supervivencia presentadas en el cuadro 139, resulta de inmediato patente que abarcan un rango bastante amplio. No es sorprendente, por tanto, que la configuración del standard general tenga que torcerse considerablemente a fin de aproximarse a todos al mismo tiempo (así, la $\beta$ estimada es sustancialmente inferior a uno). Al ajustar las tablas de vida de Coale y Demeny no se produce esa torsión, ya que se usa un nivel único (21,1 en este caso) para representar la mortalidad adulta en general. En este ejemplo, la tabla de vida suavizada, calculada usando el sistema Coale-Demeny, es mucho más plausible que la obtenida utilizando el sistema logito, que, al ser más flexible, incorpora tanto las distorciones de los datos como el patrón de mortalidad real que reflejan. Este ejemplo, por lo tanto, contribuye a subrayar el hecho de que estos métodos de ajuste no pueden usarse mecánicamente. El usuario ha de tener conciencia del carácter y significado de los datos con que trabaja con el fin de establecer qué elementos son verdaderamente compatibles y merecen usarse como insumos para los procedimientos de ajuste aquí descritos.

# *Capítulo VII*

# ESTIMACION DE LA FECUNDIDAD Y LA MORTALIDAD USANDO DISTRIBUCIONES ESTABLES MODELO POR EDAD

## A. Antecedentes de los métodos

### 1. *Principios generales en que se basa el uso de poblaciones estables modelo para fines de estimación*

Lotka[1] demostró que la distribución por edades de toda población que esté sujeta, durante un tiempo suficientemente largo, a fecundidad y mortalidad constantes se vuelve fija. Llamó a ese producto final de condiciones demográficas constantes "población estable", caracterizada tanto por una distribución de edades invariable como por una tasa anual de incremento natural constante.

La distribución por edad de una población estable está determinada conjuntamente por el patrón de mortalidad (esto es, por la tabla de vida) al que la población haya estado sujeta y por su tasa anual de crecimiento. En la sección C del capítulo I se presentó la ecuación que define la función de densidad que determina la distribución por edad de una población estable. Reviste la forma

$$c(x) = b \exp(-rx)\, l(x) \qquad \text{(A.1)}$$

donde $c(x)$ es la proporción infinitesimal de la población estable en la edad exacta $x$; $b$ es la tasa constante de natalidad; $r$ es la tasa constante de incremento natural; y $l(x)$ es la probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta la edad $x$ (que es la función usual de la tabla de vida con un radical $l(0)$ de 1,0).

La utilidad de las poblaciones estables modelo para estimar los parámetros que determinan el crecimiento y estructura de las poblaciones reales deriva de tres consideraciones. En primer lugar, se ha encontrado que para una población en la que la fecundidad haya sido aproximadamente constante y donde la mortalidad haya registrado recientemente una reducción continua, la distribución por edad se asemeja mucho a la de una población estable generada por la ecuación (A.1), siendo $l(x)$ la probabilidad de supervivencia hasta la edad $x$ en la tabla de vida más reciente y $r$ la tasa de incremento también más reciente. En segundo término, esas condiciones (fecundidad más o menos constante y mortalidad ya sea aproximadamente constante o bien con una disminución reciente) son, o han sido hasta hace poco, rasgos de la población de muchos países en desarrollo. En tercer lugar, la disponibilidad de conjuntos bastante flexibles de poblaciones estables modelo, tales como los generados por las tablas de vida de Coale y Demeny[2] con una amplia variedad de tasas de crecimiento, permite identificar con relativa facilidad una distribución estable por edades que se aproxime a la distribución declarada en una aplicación real. Los parámetros que caracterizan a esa población estable pueden entonces adoptarse como estimaciones de los parámetros demográficos de la población que se estudia.

Es posible hacer estimaciones útiles seleccionando una población estable modelo que coincida en dos características con la población observada, siendo las características coincidentes aquellas que puedan medirse con mayor precisión. En el sistema de Coale y Demeny, cada población estable modelo dentro de una familia dada queda determinada completamente por su nivel de mortalidad y su tasa de crecimiento; así, bastan dos parámetros para identificar una población estable dentro de cada familia. Por ejemplo, la proporción declarada por debajo de cualquier edad determinada, en conjunción con cualquiera de estos parámetros—una probabilidad de supervivencia, $l(x)$, estimada para cualquier edad $x$, la tasa de crecimiento o la tasa de mortalidad de la población—determina únicamente una población estable modelo, siempre que se haya establecido previamente qué patrón de mortalidad constituye una representación apropiada de la experiencia real.

Una vez seleccionada una población estable modelo, los valores de sus parámetros servirán como estimaciones de correspondientes parámetros de la población estudiada. Por ejemplo, la tasa de natalidad de una población dada puede estimarse identificando una población estable modelo donde la probabilidad de supervivencia desde el nacimiento hasta los cinco años de edad, $l(5)$, y la proporción de menos de 15 años sean las mismas que las de la población de que se trata. La tasa de natalidad en la población estable se toma entonces como estimación de la tasa de natalidad real.

La utilidad de las estimaciones basadas en el ajuste de poblaciones estables modelo está limitada por algunas consideraciones prácticas. Primero, ninguna población real es genuinamente estable. La fecundidad puede haber variado en el pasado reciente o a causa de episodios especiales del pasado, tales como guerras o epidemias. Una migración selectiva por edades o por sexo puede afectar tanto la tasa de crecimiento como la distribución por edades de la población, y los descensos

[1] Alfred J. Lotka y F. R. Sharpe, "A problem in age distribution", *Philosophical Magazine*, vol. 21, No. 124 (abril de 1911), págs. 435 a 438.

[2] Ansley J. Coale y Paul Demeny, *Regional Model Life Tables and Stable Populations* (Princeton, New Jersey, Princeton University Press, 1966).

de mortalidad observados recientemente en muchos países producen distribuciones por edad que no se ajustan exactamente a las que implica la ecuación que define una población estable. Segundo, las características medibles de la población que se estudia usadas para identificar una población estable modelo suelen registrarse con imprecisión (la distribución por edad puede estar perturbada por omisiones diferenciales según la edad, o la tasa de crecimiento calculada a partir de recuentos censales consecutivos puede estar sesgada debido a diferencias en la cobertura alcanzada por cada censo). Por último, las estimaciones de un cierto parámetro (la tasa de natalidad, por ejemplo) obtenidas usando diferentes conjuntos de poblaciones estables modelo (tales como los generados por los diferentes patrones de mortalidad del conjunto Coale-Demeny) pueden ser muy diferentes. En casi todos los casos, habrá incertidumbre sobre qué patrón de mortalidad se aproxima más a la experimentada por una determinada población; y como el número de familias modelo es limitado, no hay garantía de que abarquen toda la experiencia posible, por lo que la precisión de las estimaciones obtenidas podrá ponerse muchas veces en tela de juicio. A este respecto, es apropiado mencionar que la disponibilidad de las tablas de vida modelo de las Naciones Unidas para países en desarrollo[3], en conjunción con poblaciones estables generadas por ellas[4], impulsará sustancialmente la capacidad de estimación al expandir el espectro de modelos entre los que cabe elegir.

[3] *Model Life Tables for Developing Countries* (publicación de las Naciones Unidas, No. de venta: E.81.XIII.7).

[4] *Stable Populations Corresponding to the New United Nations Model Life Tables for Developing Countries* (ST/ESA/SER.R/44).

En teoría, las estimaciones derivadas del ajuste de una población estable modelo a una distribución por edades declarada deberían ser inmunes a las dificultades prácticas mencionadas arriba. Por lo tanto, no deberían verse demasiado afectadas por las desviaciones de la estabilidad que se dan más comúnmente en la práctica. Para lograr eso, la población estable ajustada debería identificarse en base a parámetros que son menos propensos a estar sesgados debido a las deficiencias usuales de los datos (tales como declaraciones erróneas de edad) y que tienden a asumir aproximadamente los mismos valores sea cual sea el conjunto de poblaciones estables modelo empleado para obtenerlos. (En este capítulo, sólo se usan poblaciones estables basadas en las cuatro familias de Coale y Demeny, así que este último requisito se considerará satisfecho sólo en lo que atañe a variaciones entre esos cuatro modelos.)

La experiencia ha mostrado que el uso más eficiente de poblaciones estables requiere identificar no una sola población estable de la que se obtienen todos los parámetros, sino más bien varias poblaciones estables identificadas mediante diversos pares de valores declarados que se usarán para estimar diferentes conjuntos de parámetros derivados. Por ejemplo, sucede a menudo que la mejor estimación de la fecundidad en la población que se examina (medida como la tasa de natalidad o como la fecundidad global) se obtiene seleccionando una población estable modelo en base al valor $l(5)$ y a la proporción de la población de ambos sexos de menos de 15 años de edad; mientras que para estimar niveles de mortalidad por encima de los 5 años de edad, debería ajustarse una población estable modelo en base a la tasa de crecimiento estimada y la proporción de la población de menos de 15 años. Sorprendentemente, algunas de las estimaciones derivadas de una población estable modelo

CUADRO 141. ESTIMACIÓN DE LA TASA DE NATALIDAD PROMEDIO DURANTE LOS 15 AÑOS ANTERIORES A LA ENUMERACIÓN EN BASE A LA PROPORCIÓN DE LA POBLACIÓN DE MENOS DE 15 AÑOS DE EDAD, $C(15)$, LA PROBABILIDAD DE SOBREVIVIR HASTA LOS 5 AÑOS DE EDAD, $l(5)$, Y LA TASA CONSTANTE DE INCREMENTO NATURAL, $r$, PARA ALGUNAS POBLACIONES NO ESTABLES

| País (1) | Período intercensal usado para estimar la tasa de crecimiento (2) | Fecha de enumeración (3) | Tasa de natalidad promedio durante los 15 años anteriores a la enumeración: A partir de nacimientos registrados (4) | Tasa de natalidad promedio durante los 15 años anteriores a la enumeración: A partir de la proporción de menos de 15 años de edad, $C(15)$, probabilidad de supervivencia, $l(5)$, y tasa de crecimiento, $r$ (5) |
|---|---|---|---|---|
| a) *Probabilidad de supervivencia estimada con datos sobre hijos nacidos vivos e hijos supervivientes de mujeres de 30 a 34 años* | | | | |
| Bélgica | 1961-1970 | Dic. 1970 | 0.0163 | 0.0167 |
| Bulgaria | 1956-1965 | Dic. 1965 | 0.0184 | 0.0480 |
| Costa Rica | 1963-1973 | Mar. 1973 | 0.0406 | 0.0417 |
| Polonia | 1960-1970 | Dic. 1970 | 0.0202 | 0.0199 |
| Yugoslavia | 1961-1971 | Mar. 1971 | 0.0215 | 0.0213 |
| b) *Probabilidad de supervivencia obtenida de tablas de vida publicadas correspondientes a unos 7,5 años antes de la enumeración* | | | | |
| Hong Kong | 1960-1971 | Mar. 1971 | 0.0302 | 0.0295 |
| Japón | 1950-1965 | Oct. 1965 | 0.0190 | 0.0196 |
| Países Bajos | 1918-1922-1933-1937 | 1933-1937 | 0.0235 | 0.0238 |
| Suecia | 1798-1802-1833-1837 | 1813-1817 | 0.0319 | 0.0313 |
| Suecia | 1918-1922-1933-1937 | 1933-1937 | 0.0167 | 0.0167 |
| Suecia | 1948-1965 | 1965 | 0.0148 | 0.0150 |

usando la primera de estas estrategias resultan sumamente precisas, incluso cuando la población estudiada diste de ser estable. A título de ejemplo, el cuadro 141 muestra las tasas de natalidad estimadas ajustando una población estable en base a la proporción declarada de menos de 15 años de edad para ambos sexos combinados, a $l(5)$, y a la tasa de crecimiento, a poblaciones que, como en el caso de Suecia, no pueden considerarse ni siquiera remotamente estables ya que han experimentado disminuciones sustanciales tanto de fecundidad como de mortalidad. Para poder hacer comparaciones, el cuadro 141 también muestra estimaciones de la tasa de natalidad derivadas de nacimientos registrados (en todos los países considerados, el registro de nacimientos es prácticamente completo). La coincidencia entre ambos conjuntos de estimaciones resulta tranquilizadora.

### 2. *Organización de este capítulo*

Fundamentalmente, en este capítulo sólo se presentan dos métodos de estimación usando poblaciones estables modelo. La experiencia ha mostrado que estas variantes de los procedimientos más generales descritos en otro manual de las Naciones Unidas[5] son más propensas a brindar estimaciones aceptables de los parámetros en poblaciones que no son verdaderamente estables (por causa de cambios recientes en la mortalidad) o cuyos datos básicos estén distorsionados por errores de declaración. Las poblaciones estables modelo pueden también usarse para evaluar la cuantía de tales errores e identificar patrones típicos de perturbación en las distribuciones declaradas; y puesto que es importante explorar la calidad de los datos disponibles antes de aplicar cualquier método de estimación, una de las secciones que siguen está dedicada a describir un procedimiento sencillo que permite evaluar las distribuciones por edad. Para guiar al lector en el uso de este capítulo, a continuación se describe brevemente el contenido de sus secciones (el cuadro 142 presenta los datos requeridos por los métodos sugeridos y los parámetros estimados con estos últimos).

*Sección B. Evaluación de las distribuciones por edad.* Esta sección presenta un procedimiento sencillo para evaluar la calidad de una distribución por edades declaradas y su semejanza con la de una población verdaderamente estable;

*Sección C. Estimación de la fecundidad a partir de la proporción de la población de menos de 15 años de edad y la probabilidad de sobrevivir hasta los 5 años.* Esta sección presenta un método que permite estimar la tasa de natalidad y la fecundidad global ajustando una población estable en base a la proporción declarada de menos de 15 años para ambos sexos, denotada por $C(15)$, y a una estimación de $l(5)$, probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta los 5 años, también para ambos sexos;

*Sección D. Estimación de la esperanza de vida a los 5 años y de la tasa de mortalidad por encima de esa edad a partir de la proporción de menos de 15 años y la tasa de crecimiento.* Esta sección presenta un método que permite estimar la mortalidad por encima de los 5 años ajustando una población estable en base a la

[5] *Manual IV: Métodos para establecer mediciones demográficas fundamentales a partir de datos incompletos* (publicación de las Naciones Unidas, No. de venta: S.67.XIII.2).

CUADRO 142. GUÍA ESQUEMÁTICA DEL CONTENIDO DEL CAPÍTULO VII

| *Sección* | *Tipo de datos empleados* | *Parámetros estimados* |
|---|---|---|
| B. Evaluación de las distribuciones por edad | Población clasificada por grupos quinquenales de edad y por sexo | Evaluación de la calidad de los datos con especial hincapié en la declaración de edades |
| C. Estimación de la fecundidad a partir de la proporción de la población de menos de 15 años y la probabilidad de sobrevivir hasta los 5 años | Población clasificada por grupos quinquenales de edad (y por sexo, de ser posible)<br>Estimación de $l(5)$, probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta los 5 años, para ambos sexos y referida a la mitad del período de 15 años antes de la enumeración | Tasa de mortalidad promedio durante los 15 años anteriores a la enumeración<br>Fecundidad global promedio durante el mismo período<br>Tasa bruta de reproducción promedio durante el mismo período |
| | Población clasificada por grupos quinquenales de edad<br>Estimación de la tasa de crecimiento para el período de 15 años antes de la enumeración<br>Estimación de $l(5)$ para ambos sexos, referida más o menos al punto medio del período de 15 años anterior a la enumeración | Estimación ajustada de la tasa de natalidad |
| D. Estimación de la esperanza de vida a los 5 años y de la tasa de mortalidad por encima de esa edad a partir de la proporción de menos de 15 años y la tasa de crecimiento | Población clasificada por grupos quinquenales de edad y por sexo<br>Estimación de la tasa de incremento natural para el período anterior a la enumeración (obtenida de ordinario de recuentos censales consecutivos) | Esperanza de vida por encima de los 5 años<br>Tasa de mortalidad por encima de los 5 años<br>Tabla de vida para edades superiores a los 5 años |

proporción declarada de menos de 15 años para ambos sexos, $C(15)$, y una estimación de la tasa de crecimiento natural, $r$, de toda la población.

## B. Evaluación de las distribuciones por edad

### 1. *Fundamento y justificación del método*

Conocer la población clasificada por edad y sexo, esto es, la distribución por edades de la población, suele ser un punto de partida para identificar una población estable modelo apropiada. Por causa de los principales errores que pueden presentarse en la distribución registrada de edades, no siempre es fácil seleccionar una población estable modelo que se ajuste lo mejor posible a la distribución verdadera, incluso cuando ésta sea muy próxima a una genuinamente estable.

En las distribuciones por edad hay dos causas principales de error: la omisión selectiva de personas de una determinada edad, y la declaración errónea de la edad de quienes son censados. Muy a menudo, es imposible distinguir la magnitud de cada uno de estos tipos de error, ya que sus efectos son similares. Por ejemplo, un déficit de personas en un cierto grupo de edad puede ser causado por su omisión total o por su transferencia a otros grupos de edad, o por ambos factores combinados. La declaración equivocada de la edad es en general el error más extendido en las distribuciones por edad, pero coberturas diferenciales por edad y sexo constituyen también una de las causas probables de distorsiones en determinados tramos de edad.

La clasificación errónea de la población enumerada con respecto a la edad suele deberse a declaraciones defectuosas de la edad por sus miembros (o a una estimación indebida de las edades por los entrevistadores). Un tipo muy común de declaraciones equivocadas es el que se conoce como "redondeo de edades" y consiste en la tendencia por parte de informantes o entrevistadores a "redondear" la edad verdadera en una ligeramente diferente que termine en algún dígito preferido. En la práctica, las edades acabadas en cero o cinco suelen preferirse a otras terminaciones (uno o nueve, por ejemplo), y las distribuciones por edad por años simples suelen arrojar máximos en los 20, 25, 30, etc., años, y mínimos, en cambio, en los 29, 31, 39, 41, etc. Si, por motivos culturales, algunas otras edades son importantes para la población estudiada, también pueden atraer más informantes de lo que cabría esperar. Así, se encuentra con frecuencia que la edad de 12 años es más atractiva que la de 10 o la de 15.

El redondeo de la edad se reduce cuando ésta es captada mediante una pregunta sobre la fecha de nacimiento más bien que sobre la propia edad. Es menos probable que los informantes redondeen el año de nacimiento que la edad, aunque los entrevistadores, al asignar edades en casos de incertidumbre, pueden mezclar la tendencia a redondear el año de nacimiento con la traducción de edades redondeadas en años de nacimiento. Además, cabe esperar alguna acumulación en los años de nacimiento que terminen en dígitos preferidos, y el analista deberá tener presente esta posibilidad cuando el patrón de redondeo por edad no se asemeje al de los saltos por edad convencionales. Asimismo, este método de investigar la edad (por conducto de la fecha de nacimiento) sólo da mejores resultados que una pregunta directa sobre la edad cuando casi todos los miembros de la población conocen su fecha de nacimiento (una distribución por edades basadas en fechas de nacimiento puede mostrar menos saltos que otra basada en información sobre la edad, sin que por ello resulte más precisa en términos generales). En países donde una proporción apreciable de la población es analfabeta y donde tradicionalmente el conocimiento de la edad no es importante, el uso de una pregunta sobre la edad puede ser igualmente apropiado, ya que a menudo los informantes no querrán o podrán declarar un año de nacimiento o incluso una edad, que deberá, por tanto, ser estimada por el entrevistador.

Cuando se dispone de una distribución por edades simples, la incidencia del redondeo de edades puede explorarse fácilmente graficando las cifras observadas en cada edad. Si la declaración de edades fuera perfecta y no hubiera omisiones, la distribución sería una curva suave, perturbada sólo por cohortes genuinamente grandes o pequeñas resultantes de guerras o de otros episodios que causan fluctuaciones pronunciadas en la tasa de natalidad o en la mortalidad infantil. Sin embargo, tales fluctuaciones genuinas no se repetirían en los mismos dígitos de los decenios consecutivos.

Como casi todas las distribuciones por edad se ven más o menos afectadas por redondeo, el uso de datos clasificados por edades simples no se recomienda en casi ningún análisis demográfico. En general, deben usarse datos acumulados, ya que la acumulación reduce los efectos del redondeo y de otras formas de declaraciones erróneas de la edad. La forma más común de acumulación es el grupo quinquenal, que, aunque menos sensible al redondeo que los años simples, sigue viéndose muy afectado por transferencias hacia el grupo mismo y fuera de él. Para la mayoría de los países, un gráfico de las cifras observadas dentro de cada grupo quinquenal de edad, aunque menos irregular que el gráfico de la distribución por edades simples, sigue presentando irregularidades.

Un modo mejor de reducir los efectos del redondeo y de otras declaraciones erróneas de edad es acumular desde la edad cero a la edad $x$ (de ordinario un múltiplo de cinco); o, lo que es lo mismo, desde la edad $x$ hasta el límite de edad superior de la población, $\omega$. Los grupos de edad de este tipo se ven sólo afectados por transferencias a través de su único límite (edad $x$) y, por tanto, introducen un fuerte elemento de suavización. Por causa de su resistencia a las declaraciones erróneas de edad, se usa este tipo de agrupación de edades al identificar una población estable que sea el mejor ajuste posible.

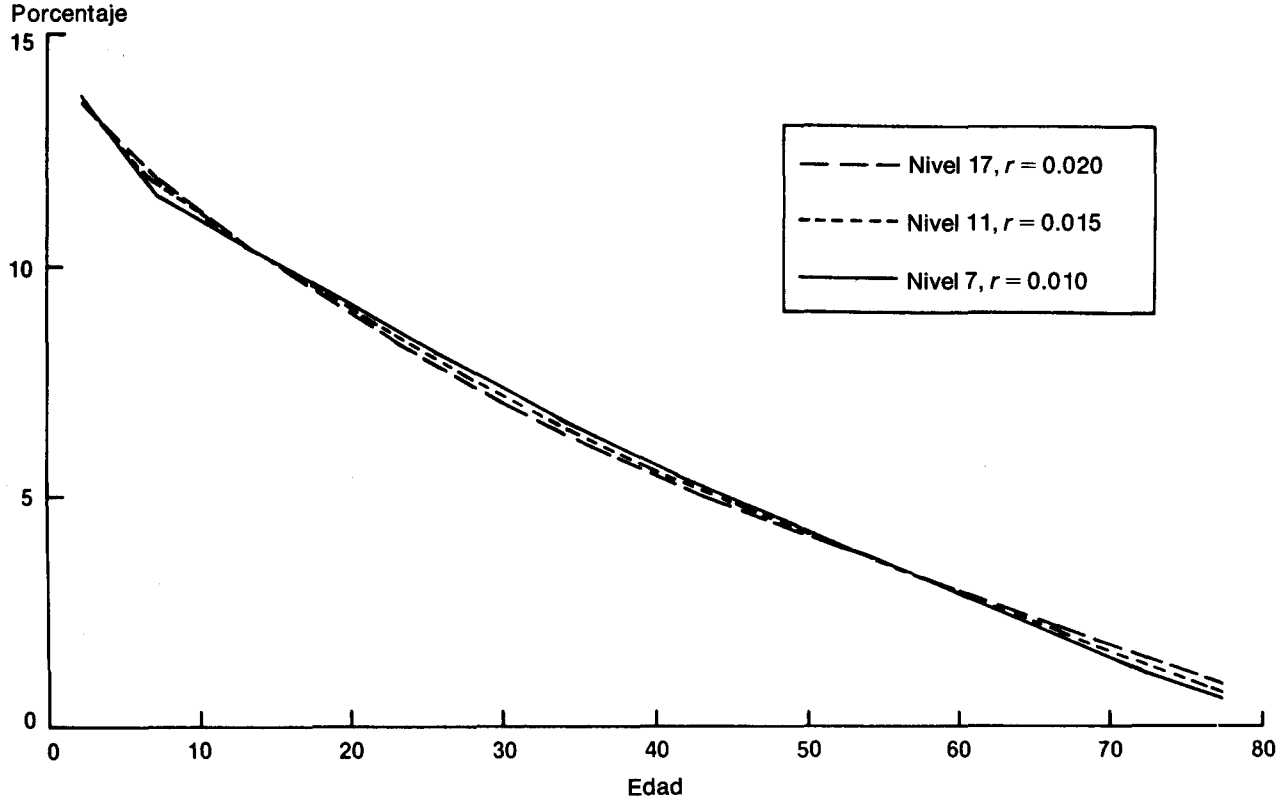
Un procedimiento sencillo, que recurre a las poblaciones estables modelo de Coale y Demeny, permite obtener una impresión visual de cuán estrechamente la distribución declarada de edad se asemeja a una distribución estable; o, inversamente, el mayor o menor grado en que aquella distribución se ve distorsionada por declaraciones erróneas, omisiones selectivas o diferencias genuinas. El método se basa en un rasgo notable de

las poblaciones estables que pertenecen a la misma familia (Norte, Sur, Este u Oeste) de las poblaciones estables modelo de Coale y Demeny. Cada distribución estable por edad generada por una determinada combinación de una tabla de vida modelo y una tasa de crecimiento casi coincide con otras distribuciones estables derivadas de tablas de vida con el mismo patrón pero con niveles muy diferentes de mortalidad, combinadas con diversas tasas de crecimiento. Por ejemplo, tal como se indica en la figura 17, las siguientes poblaciones estables derivadas para el modelo Oeste para mujeres son muy similares: aquélla con una esperanza de vida al nacer de 35 años y una tasa de crecimiento de 0,010; la que tiene una esperanza de vida al nacer de 45 años y una tasa de crecimiento de 0,015; y aquélla con una esperanza de vida al nacer de 60 años y una tasa de crecimiento de 0,020. En otras palabras, una población genuinamente estable puede ser aproximada (en términos de sus proporciones en grupos quinquenales de edad, y especialmente en términos de sus proporciones cumulativas por debajo de edades sucesivas distantes cinco años) por una población estable modelo escogida adecuadamente a un nivel arbitrario de mortalidad. De esto se sigue que, con el fin de juzgar la congruencia de una distribución declarada por edad con la de una población estable, bastará comparar la distribución registrada con poblaciones estables modelo generadas por un determinado nivel de mortalidad (arbitrariamente elegido) y tasas de crecimiento diferentes.

Concretamente, el procedimiento recomendado consiste en determinar la secuencia de tasas de natalidad, $b(x)$, para $x = 5, 10, \ldots, 70, 75, 80$, calculadas encontrando, por interpolación, las poblaciones estables modelo (en un nivel de mortalidad arbitrariamente escogido) que tengan las mismas proporciones por debajo de esas edades $x$ que la población estudiada.

El valor diagnóstico de la secuencia $b(x)$ se debe al notable rasgo de las poblaciones estables mencionado antes. Si la secuencia $b(x)$ se calcula para una población verdaderamente estable, el valor de $b(x)$ para diferentes edades $x$ resulta ser casi constante. Por ejemplo, una población estable modelo con una esperanza de vida de 40 años generará una secuencia de valores $b(x)$ que son prácticamente constantes con $x$, cuando se usan poblaciones estables modelo basadas en una tabla de vida con una $e_0$ de 50 años. Los altibajos de una secuencia estimada de $b(x)$ indican la cuantía en que la distribución dada se conforma a la de una población estable o difiere de ella. Cuando la distribución dada se ve perturbada por declaraciones defectuosas u omisiones selectivas, $b(x)$ distará de ser constante. Un valor de $b(x)$ que sea demasiado elevado indica que por debajo de la edad $x$ se declara una fracción demasiado elevada de la población, ya sea debido a una transferencia de personas hacia abajo de la edad $x$ mediante declaraciones erróneas de la edad o bien debido a omisiones relativamente mayores de personas por encima de la edad $x$. Inversamente, un valor de $b(x)$ que sea demasiado bajo indica una transferencia de personas por encima de la edad $x$ debido a declaraciones defectuosas o de la existencia de omisiones relativamente mayores de personas por debajo de la edad $x$. ("Demasiado

**Figura 17. Comparación de las distribuciones por edad de diferentes poblaciones estables, modelo Oeste**



bajo" y "demasiado elevado" se refieren a desviaciones con respecto al valor teóricamente constante de las estimaciones de $b(x)$ para una población genuinamente estable cuya distribución por edades fuera captada con precisión.)

### 2. *Datos requeridos*

La única información necesaria es la distribución de una población por edad y sexo. Tal distribución puede calcularse a partir de la población enumerada clasificada por grupos quinquenales de edad y por sexo. Disponer de tabulaciones de población por años simples es útil pero no necesario.

### 3. *Procedimiento de cálculo*

A continuación se describen los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de la distribución por edades acumulada.* En todo este capítulo, $C(x)$ se usa para denotar la proporción de la población por debajo de la edad exacta $x$. Tal proporción, para una determinada edad $x$ (que se supone es múltiplo de cinco), se calcula sumando la población de cada grupo quinquenal de edad desde 0 a 4 años hasta $x - 5$ a $x - 1$ y dividiendo la suma resultante por la población total enumerada (excluyendo los casos de edad desconocida). Cuando los datos básicos se clasifican por sexo, las proporciones $C(x)$ se calculan para cada sexo por separado. Por lo general, si ${}_5N_x$ se usa para indicar la población de edad $x$ a $x + 4$, y $N$ es la población total, entonces

$$C(x) = [\sum_{y=0}^{x-5} {}_5N_y]/N$$

*Paso 2: estimación de un conjunto de tasas representativas de natalidad en el nivel 13 de mortalidad de las poblaciones estables modelo de Coale y Demeny.* Este paso constituye el meollo de los cálculos de este procedimiento, y requiere que, dentro del conjunto de poblaciones estables modelo sujetas al nivel de mortalidad 13 de las tablas de vida de Coale y Demeny, aquellas poblaciones cuyas proporciones por debajo de la edad $x$ coincidan con los valores declarados $C(x)$ se identifiquen por medio de una tasa de natalidad. Para indicar que una estimación dada de la tasa de natalidad determina la población estable consistente con el valor observado $C(x)$ en el nivel de mortalidad 13, esa estimación se denota por $b(x)$. Adviértase que esa tasa de natalidad se sigue refiriendo a la población estable en su conjunto. El índice $x$ no significa que haya que considerar sólo una porción de la población estable.

El conjunto de estimaciones $b(x)$ se obtiene por interpolación lineal (véase anexo IV) entre los valores impresos $C(x)$ de las poblaciones estables modelo. Para un determinado valor declarado de $C(x)$, denotado por $C_0(x)$, se identifican las dos poblaciones estables cuyos valores de $C(x)$ envuelvan a ese valor (en el sentido de que $C_1(x) \leq C_0(x) \leq C_2(x)$); y $b(x)$ se obtiene interpolando entre sus correspondientes tasas de natalidad, denotadas aquí por $b_1(x)$ y $b_2(x)$, respectivamente. El ejemplo detallado que sigue ayudará a esclarecer este proceso de cálculo.

*Paso 3: gráfico de las tasas de natalidad estimadas con respecto a la edad e interpretación de los resultados.* Los valores de la tasa de natalidad, $b(x)$, obtenidos en el paso anterior, se grafican con respecto a la edad, y cualesquiera desviaciones que presenten respecto de una línea horizontal pueden considerarse como indicación de falta de estabilidad o prueba de la existencia de distorsiones causadas por errores en la declaración de la edad. Véase la subsección B.1 para un análisis del posible significado de ciertos tipos de desviaciones.

### 4. *Un ejemplo detallado*

Se usó la distribución por edades del censo de 1960 del Brasil para ilustrar la aplicación de este procedimiento (véase cuadro 143).

CUADRO 143. DISTRIBUCIÓN POR EDADES Y ESTIMACIONES DE LA TASA DE NATALIDAD AJUSTADA PARA VARONES, BRASIL, 1960

| *Grupo de edad* (1) | *Proporción en cada grupo de edad* (2) | *Edad x* (3) | *Distribución por edades acumulada C(x)* (4) | *Tasa de natalidad estimada b(x)* (5) |
|---|---|---|---|---|
| 0-4 | 0.1625 | 5 | 0.1625 | 0.04114 |
| 5-9 | 0.1477 | 10 | 0.3102 | 0.04316 |
| 10-14 | 0.1227 | 15 | 0.4329 | 0.04337 |
| 15-19 | 0.0986 | 20 | 0.5315 | 0.04253 |
| 20-24 | 0.0855 | 25 | 0.6170 | 0.04202 |
| 25-29 | 0.0727 | 30 | 0.6897 | 0.04151 |
| 30-34 | 0.0644 | 35 | 0.7541 | 0.04137 |
| 35-39 | 0.0563 | 40 | 0.8104 | 0.04147 |
| 40-44 | 0.0474 | 45 | 0.8578 | 0.04159 |
| 45-49 | 0.0398 | 50 | 0.8976 | 0.04186 |
| 50-54 | 0.0317 | 55 | 0.9293 | 0.04203 |
| 55-59 | 0.0235 | 60 | 0.9528 | 0.04163 |
| 60-64 | 0.0206 | 65 | 0.9734 | 0.04303 |
| 65+ | 0.0266 | $\omega$ | 1.0000 | - |

Seguidamente se indican los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de la distribución por edades acumulada.* En la columna (2) del cuadro 143 se presenta la distribución registrada por grupos quinquenales de edad de la población masculina del Brasil en 1960. Nótese que no se presentan los datos censales brutos y que las proporciones que presenta la columna (2) se refieren sólo a grupos quinquenales de edad. Por tanto, aunque ya no sea necesario dividir por la población masculina total, la $C(x)$ deseada tiene que obtenerse sumando las proporciones de la columna (2). Por ejemplo, $C(25)$ se obtiene así:

$$C(25) = 0.1625 + 0.1477 + 0.1227 +$$

$$0.0986 + 0.0855 = 0.6170$$

En la columna (4) del cuadro 143 figura el conjunto completo de valores de $C(x)$.

*Paso 2: estimación de un conjunto de tasas representativas de natalidad en el nivel de mortalidad 13 de las*

*poblaciones estables modelo de Coale y Demeny.* El cálculo de los valores de las tasas de natalidad representativas, $b(x)$, que identifican las poblaciones estables modelo Oeste en el nivel 13 que tienen los mismos valores de $C(x)$ que los de los varones brasileños se hace por interpolación lineal (véase anexo IV) entre las poblaciones estables modelo impresas (en este caso, se usan las masculinas). Para ilustrar el proceso seguido, se calcula aquí $b(25)$, esto es, la tasa de natalidad en la población estable masculina del nivel 13 que tiene una $C(25)$ idéntica al valor declarado. Según las poblaciones estables modelo Oeste para varones del nivel 13 impresas[6], una población estable con una tasa de natalidad de 0,03756 tiene una $C_1(25) = 0{,}5813$, mientras aquella con una tasa de natalidad de 0,04230 presenta una $C_2(25) = 0{,}6193$ (adviértase que los valores publicados de la población estable tienen que dividirse por 100 para conformarse a las convenciones seguidas en este *Manual*, mientras que las tasas de natalidad impresas tienen que dividirse por 1.000 por igual motivo). Por lo tanto, para encontrar el valor de $b(x)$ correspondiente a la $C(25)$ observada de 0,6170 el factor de interpolación $\theta$ es

$$\theta = (0.6170 - 0.5813)/(0.6193 - 0.5813) = 0.94$$

De aquí que

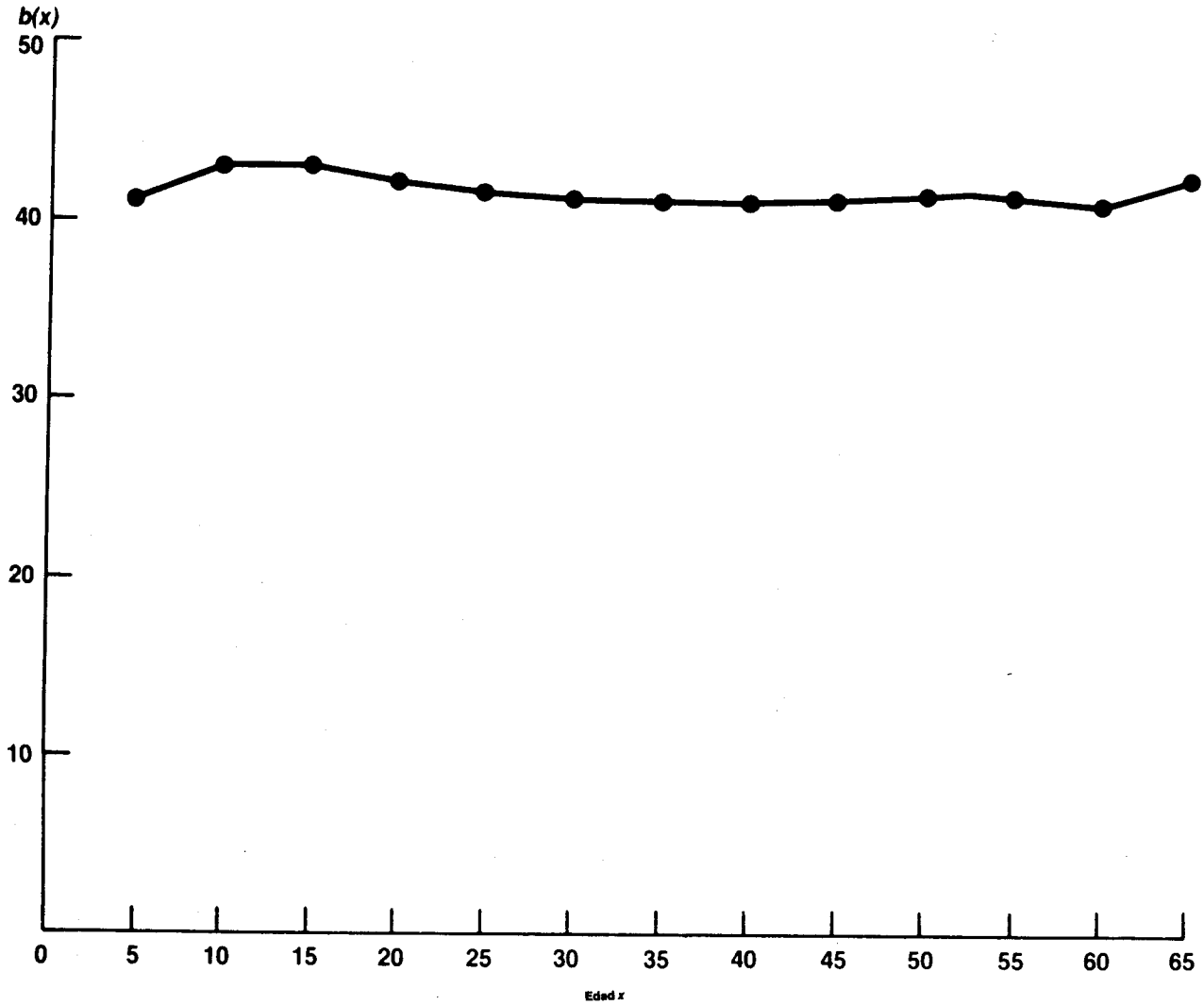
$$b(25) = 0.06(0.03756) + 0.94(0.04230) = 0.04202$$

En la columna (5) del cuadro 143 figura el conjunto completo de valores de $b(x)$ estimado de este modo.

*Paso 3: gráfico de las tasas de natalidad estimadas con respecto a la edad e interpretación de los resultados.* La figura 18 muestra el gráfico de las estimaciones de las tasas de natalidad, $b(x)$, con respecto a la edad. En esas estimaciones se advierte que la distribución por edades de la población masculina del Brasil en 1960 es bastante consistente con la de una población estable (los puntos graficados no se desvían demasiado de una línea horizontal). Sin embargo, la distribución por edad

[6] Coale y Demeny, *op. cit.*

**Figura 18. Gráfico de las tasas de natalidad estimadas, *b(x)*, basadas en las poblaciones masculinas estables, familia Oeste, nivel 13, Brasil, 1960**



registrada no está totalmente libre de distorsiones. Por ejemplo, los valores relativamente altos de $b(x)$ asociados con las edades 10 y 15 implican que varones de más de 10 o de 15 años han sido declarados como más jóvenes, y en edades mayores también son patentes algunas perturbaciones. No obstante, como prueban los ejemplos que figuran en la sección siguiente, las distorsiones observadas son mínimas y por sí solas no serían suficientes para invalidar en este caso el uso de métodos de estimación basados en poblaciones estables modelo.

### 5. *Pautas típicas de las estimaciones de la tasa de natalidad*

El procedimiento de evaluación descrito en esta sección se aplicó a una serie de poblaciones estables modelo y de poblaciones observadas con el fin de averiguar si existen pautas típicas de las estimaciones de la tasa de natalidad, $b(x)$, con respecto a la edad. Las siete curvas de la figura 19 muestran representaciones de las estimaciones de $b(x)$ obtenidas en cada caso. Se calcularon todas ellas por interpolación entre las pobla-

**Figura 19. Estimaciones de la tasa de natalidad, $b(x)$, obtenidas de las proporciones por debajo de la edad $x$, $C(x)$, en diferentes poblaciones**

DIAGRAMA A

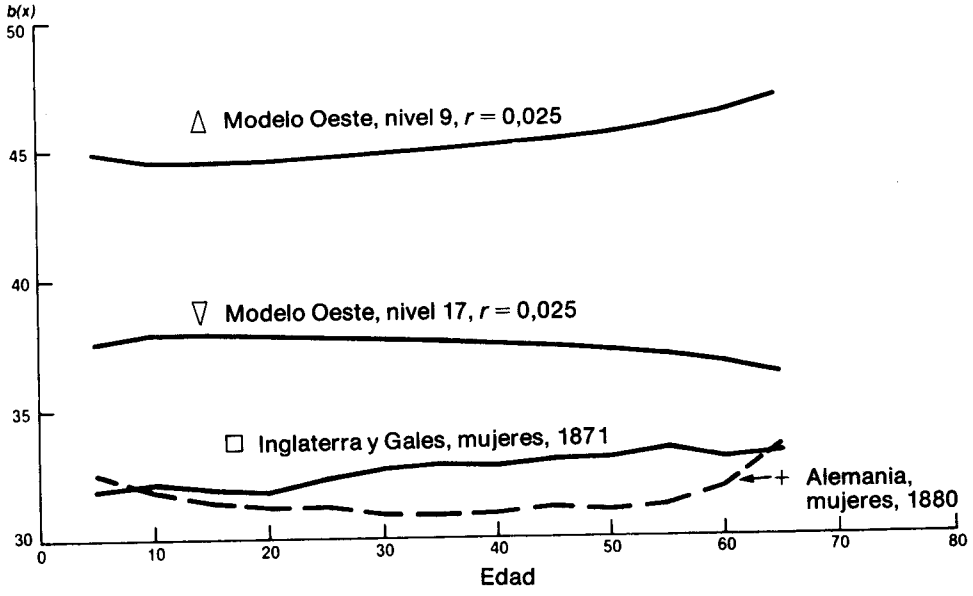



**Figura 19 *(continuación)***

DIAGRAMA B

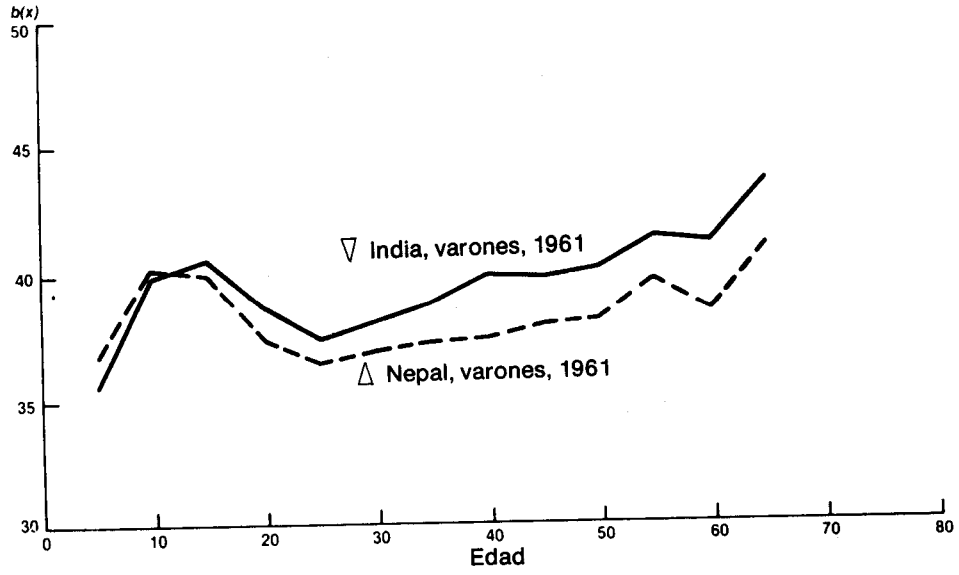


**Figura 19** *(continuación)*
DIAGRAMA C

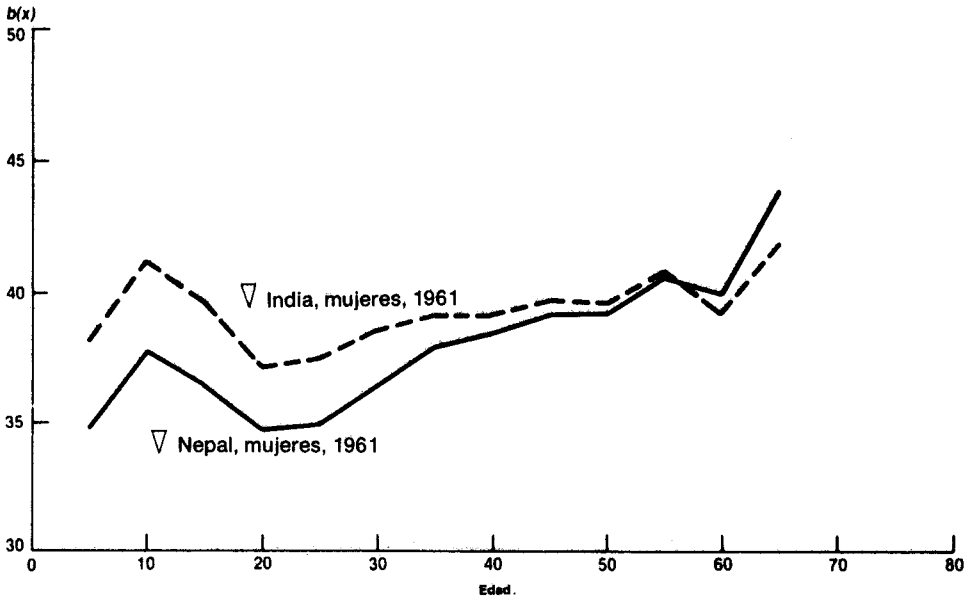
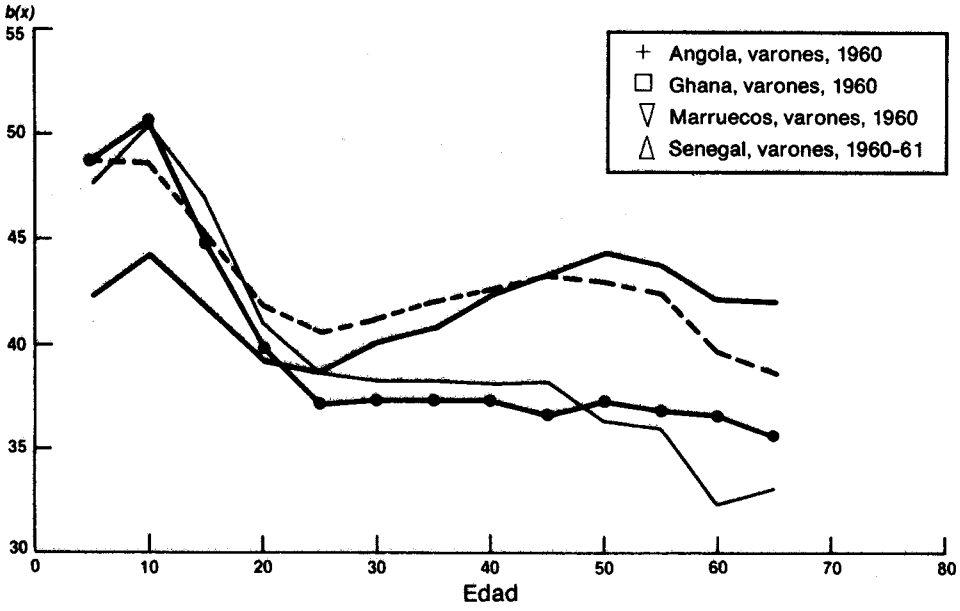



**Figura 19** *(continuación)*
DIAGRAMA D




ciones estables femeninas generadas por la tabla de vida modelo Oeste de nivel 13. El diagrama A de la figura 19 muestra los valores de $b(x)$ para poblaciones que son genuinamente estables, o casi, y que no se ven muy distorsionadas por declaraciones erróneas de la edad. Dos de los conjuntos de valores $b(x)$ de ese diagrama se obtuvieron de poblaciones estables modelo. Las poblaciones estables seleccionadas cuentan con valores de la esperanza de vida al nacer de 40 y 60 años, respectivamente, en lugar de la esperanza de vida de 50 años en la población estable de referencia al nivel 13. Estos ejemplos ilustran el tipo de desviaciones respecto de una línea horizontal que cabe esperar en razón sólo de elegir un nivel de mortalidad inapropiado como base de las comparaciones. Tal como se dijo antes en la subsección B.1, tales desviaciones son mínimas y siguen una pauta sistemática con respecto a la edad.

Conviene añadir ahora, que en el análisis que sigue se supone implícitamente que las declaraciones erróneas de edad constituyen la causa principal de las desviaciones de la secuencia $b(x)$ respecto de la línea horizontal esperada. En ciertas poblaciones, sin embargo, tales desviaciones pueden, de hecho, deberse sobre todo a falta de estabilidad o, como pone de manifiesto el diagrama A, a discrepancias genuinas entre el patrón de mortalidad de la población y el que representan las

**Figura 19** *(continuación)*

DIAGRAMA E

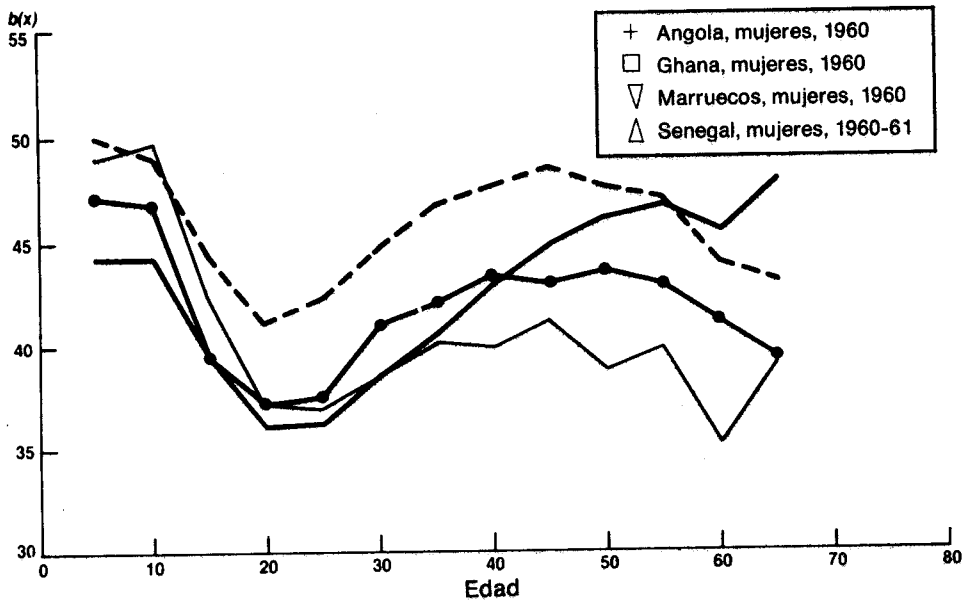
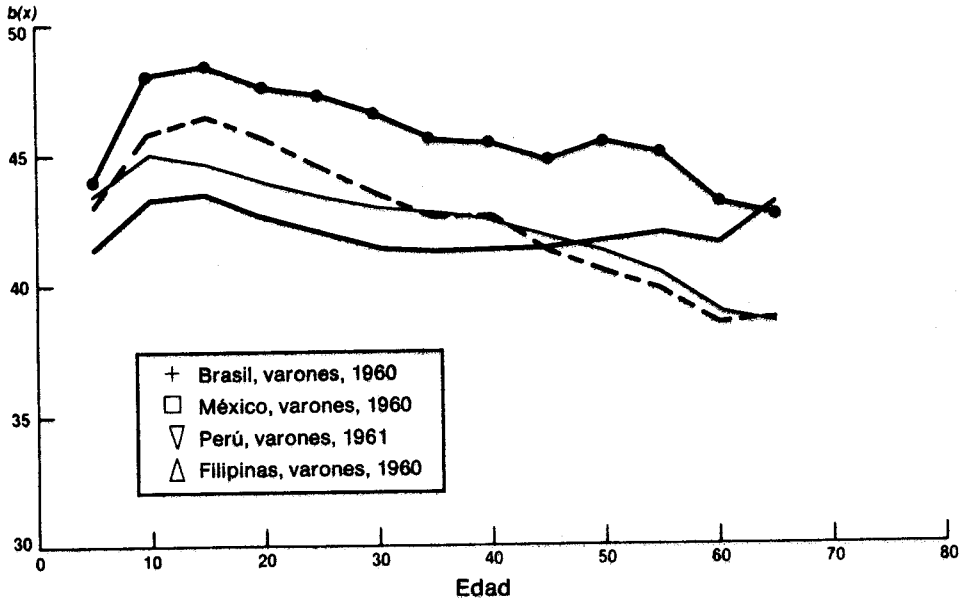



**Figura 19** *(continuación)*

DIAGRAMA F



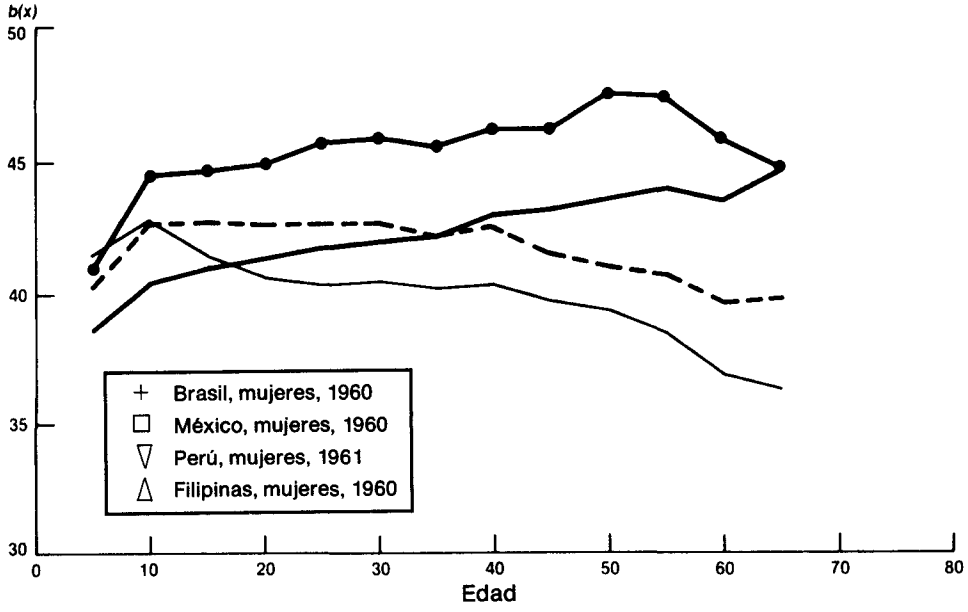

poblaciones estables modelo usadas. Como resulta difícil, por no decir imposible, desembrollar en la práctica los efectos debidos a cada uno de esos hechos (declaraciones erróneas de edad, falta de estabilidad e inadecuación del modelo elegido), hacer el examen en términos de la causa más probable es a la vez expeditivo y aceptable, especialmente porque, independientemente de su causa, grandes desviaciones de la secuencia $b(x)$ respecto de un valor constante sugieren que los datos básicos quizá no sean fiables y que las estimaciones "estables" obtenidas a partir de ellos deben ser evaluadas cuidadosamente antes de ser aceptadas.

Continuando con el examen de las curvas que figuran en el diagrama A, adviértase que se han incluido dos para poblaciones que son casi seguramente estables y cuyos datos son fidedignos, a saber, Alemania, e Inglaterra y Gales, ambas a finales del siglo XIX. Estos conjuntos de valores de $b(x)$, aunque no sean perfectamente horizontales, varían dentro de un estrecho margen. Sirven para ilustrar el caso en que, incluso cuando los datos son fiables, no se logra un perfecto acuerdo entre los modelos y los datos observados.

En otros diagramas, los valores de $b(x)$ derivados de las distribuciones por edad de varones y mujeres se

**Figura 19** *(continuación)*

DIAGRAMA G




grafican por separado. Se consideran distribuciones por edad para varios países: India y Nepal; cuatro en poblaciones de Africa; tres en poblaciones latinoamericanas; y Filipinas. Las secuencias $b(x)$ para India y Nepal muestran desviaciones de magnitud similar y algunas semejanzas con la pauta, especialmente para mujeres, de las secuencias de Africa (Angola, Ghana, Kenya y Senegal). Los valores de $b(x)$ para mujeres de esas poblaciones presentan de modo característico un máximo local a los 10 años, seguido de una pronunciada caída, llegando a un mínimo a los 20 años, y luego un incremento gradual. Para los varones de esas poblaciones, la disminución de $b(x)$ de 10 a 15 es menos pronunciada (o inexistente), y el punto más bajo se alcanza a los 25 años en lugar de a los 20. Un segmento descendente de $b(x)$ desde $x$ a $x + 5$ implica que ese grupo quinquenal de edad comprende una proporción menor de la población declarada que la población estable ajustada a $C(x)$, y un segmento creciente indica que existe en ese intervalo quinquenal de edad una proporción más elevada de la población declarada que en la población estable con el mismo $C(x)$. Así, el aumento de las secuencias $b(x)$ para India y Nepal desde los 5 hasta los 10 años implica una proporción declarada en el grupo de edades 5 a 9 superior que en la población estable, y la disminución general de 10 a 15 y de 15 a 20 para mujeres indica que esos dos grupos de edad (10 a 14 y 15 a 19) comprenden una proporción menor de la población declarada que la estable. Los bajos valores en 20 y 25 implican una transferencia hacia arriba sustancial (causada por declaraciones erróneas de la edad) a través de esos dos límites de edad.

La secuencia $b(x)$ para determinadas poblaciones masculinas y femeninas de América Latina y Filipinas muestra altibajos menos extremos que las secuencias de las poblaciones de Africa y otros países de Asia. Asimismo, su pauta general es totalmente diferente. El valor de $b(15)$ para varones suele ser un máximo relativo, y la secuencia de valores por encima de los 15 años sigue de ordinario para los varones una tendencia descendente. Si esta tendencia fuera efecto de declaraciones erróneas de la edad, implicaría que existe una tendencia progresivamente mayor entre los varones a exagerar su edad. Los valores de $b(x)$ para las mujeres del Brasil y Filipinas siguen una tendencia ascendente desde el primer punto hasta los 50 años o aún más allá. Tal tendencia al alza puede ser ocasionada, bien por una reducción progresivamente mayor de la edad declarada a medida que la verdadera aumenta, bien por un nivel de omisión mayor entre las mujeres de más edad. La pauta bastante regular de las desviaciones con respecto a la edad sugiere también que otros hechos, tales como una discrepancia entre el modelo y el verdadero patrón de la mortalidad, pueden ser responsables de su existencia. No obstante, a pesar de esas distorsiones, es obvio que las distribuciones por edad declaradas por las poblaciones latinoamericanas son menos irregulares que las declaradas en Africa o en India.

Los ejemplos presentados en esta sección muestran que, en las distribuciones por edad seriamente distorsionadas correspondientes a poblaciones de Africa o Asia Meridional, hay de modo característico una proporción muy baja de mujeres en el intervalo de edad de 10 a 14, como lo demuestra la pronunciada pendiente negativa de $b(x)$ de 10 a 15 en las poblaciones femeninas que figuran en los diagramas C y E de la figura 19. También aparece a menudo una transferencia hacia arriba a través de la edad 15 por causa de declaraciones erróneas de edad en esas poblaciones femeninas. Es probable que tales declaraciones erróneas se produzcan porque el entrevistador tiene que estimar la edad de mujeres jóvenes: en casos en que la mujer entrevistada

ha pasado la pubertad, y especialmente cuando ya está casada, es probable que su edad sea estimada como de 15 años o superior.

En contraste, los valores de $b(x)$ para los varones de las poblaciones asiáticas que figuran en el diagrama B apenas si disminuyen de los 10 a los 15 años; y en las poblaciones africanas (diagrama D), el descenso es menos pronunciado que para las mujeres.

Este análisis sugiere que para las poblaciones de Asia meridional, $C(15)$ para ambos sexos combinados puede ser una buena elección como parámetro de la distribución por edad al que se ajuste una población estable, ya que resulta que la tendencia de transferir a los varones hacia abajo de los 15 años de edad se compensa, hasta cierto punto, por la tendencia de transferir a las mujeres en la dirección opuesta. Asimismo, $C(15)$ para ambos sexos puede ser una opción apropiada para la pauta africana, ya que aunque los diagramas D y E no dan pie para afirmar que los errores masculinos y femeninos en torno a los 15 años de edad se compensan entre sí, en ambos casos el punto que corresponde a 15 parece aproximarse al promedio de todos los valores de $b(x)$. No obstante, existen excepciones: para la población masculina de Marruecos, por ejemplo, $b(15)$ está claramente por encima de la media de todos los valores de $b(x)$. Así, aunque $C(15)$ puede ser un buen punto de partida para seleccionar una población estable, no hay garantía de que constituya la elección óptima; y puede requerirse un cierto número de selecciones basadas en diferentes valores de $C(x)$. En las secciones que siguen, sin embargo, la presentación de los métodos de estimación sugeridos se hace en términos de $C(15)$ para ambos sexos combinados, pero los principios descritos pueden aplicarse a otros valores de $C(x)$ si un examen detallado de la distribución por edades sugiere que tal enfoque puede resultar necesario.

## C. Estimación de la fecundidad a partir de la proporción de la población de menos de 15 años y de la probabilidad de sobrevivir hasta los 5 años

### 1. *Fundamento y justificación del método*

La selección de una población estable modelo en base a la proporción de la población de menos de 15 años (ambos sexos) y la probabilidad de sobrevivir hasta los 5 años, $l(5)$, con el fin de estimar la tasa de natalidad, presenta varias de las ventajas identificadas en la subsección A.1. La proporción de los que tienen menos de 15 años para ambos sexos combinados suele verse menos afectada por declaraciones erróneas de edad que otros puntos de la distribución por edades acumulada, aunque hay que conceder que en ciertas circunstancias, cuando existen niveles elevados de omisión de niños pequeños o cuando surgen ciertos problemas en el momento de la entrevista (como, por ejemplo, cuando existe una concentración a los 14 años debido a que las mujeres intentan evitar ser entrevistadas individualmente en encuestas donde la población objeto de estudio es la comprendida entre los 15 y 49 años), $C(15)$ puede ser demasiado baja o demasiado alta. Por lo tanto, aunque bastante resistente a los efectos de las pautas típicas de declaraciones erróneas de edad, los métodos de estimación basados en $C(15)$ pueden seguir dando estimaciones sesgadas en determinadas situaciones. Por ello, se recomienda una cuidadosa evaluación de la calidad de $C(15)$ antes de aplicar estos métodos.

El uso de $l(5)$ como indicador de la mortalidad en la niñez también aumenta la robustez de este método. Tal como se describe en el capítulo III, $l(5)$ puede estimarse a partir de la proporción de hijos supervivientes entre los hijos nacidos vivos de mujeres de 30 a 34 años (o de duración del matrimonio de 10 a 14 años). Esa estimación de la mortalidad suele ser de ordinario bastante fidedigna; y cuando la mortalidad ha estado cambiando, se refiere a un período ubicado entre seis y siete años antes del momento de la entrevista, referencia temporal ésta bastante apropiada para estimar la tasa de natalidad promedio durante los 15 años anteriores a la enumeración.

En tercer lugar, las poblaciones estables modelo identificadas en base a los valores de $C(15)$ y $l(5)$ de las cuatro familias de los modelos de Coale y Demeny tienen casi la misma tasa de natalidad y la misma fecundidad global. Tal consistencia no se mantiene entre las poblaciones estables de los diferentes modelos que tienen el mismo $C(15)$ e igual tasa de crecimiento. Por ejemplo, en las poblaciones estables modelo con un valor de $C(15)$ de 0,4195 y un $l(5)$ de 0,8185, las tasas de natalidad varían sólo entre 0,0408 y 0,0414; y la fecundidad global varía únicamente desde 5,70 a 5,89 (para calcular esas tasas globales de fecundidad, se supuso que la edad media del patrón de fecundidad era 29 años y que la razón de masculinidad al nacer era de 105 niños por 100 niñas). Por otra parte, en las poblaciones estables modelo con el mismo valor de $C(15)$ (0,4195) y una tasa de incremento de 0,025, la tasa de natalidad oscila entre 0,0408 y 0,0440 y la fecundidad global entre 5,70 y 6,22.

Por último, y lo que es más sorprendente, la selección de una población estable modelo basándose en $C(15)$ y $l(5)$ proporciona una estimación de la tasa de natalidad que se ajusta de cerca a la tasa de natalidad promedio durante los 15 años anteriores a la enumeración, incluso cuando la población estudiada dista de ser estable.

La notable precisión de esta aproximación en el caso de poblaciones no estables puede explicarse en términos heurísticos considerando la estimación de una tasa estable de natalidad a partir de $C(15)$ y $l(5)$ como una forma de retroproyección que produce una estimación de la tasa de natalidad promedio durante los 15 años anteriores al momento de la enumeración. En una población estable, la tasa de natalidad promedio durante ese período es, claro está, la misma que la tasa de natalidad reciente, pero podría ser estimada a partir de la distribución estable mediante el procedimiento convencional de retroproyección. El número de nacimientos durante ese período, estimado por la retroproyección hasta la edad 0 de la población en cada intervalo de edad de menos de 15 años, dividido entre el número de años-persona vividos durante el período por la población total (estimado por retroproyección de la población

reciente usando la tasa estable de crecimiento natural), brindaría la estimación deseada de la tasa de natalidad. Para una población no estable, los cálculos equivalentes entrañarían la misma retroproyección hasta el nacimiento de las personas en cada grupo quinquenal de edad en el tramo 0 a 14 y la división del número total de nacimientos resultantes entre la población total retroproyectada usando la tasa de crecimiento real.

Una población estable seleccionada a fin de que sus parámetros coincidan con los valores observados de $C(15)$ y $l(5)$ debe incorporar una tabla de vida con valores de $l(x)$ hasta los 15 años de edad que sean bastante similares a los que caracterizaron a la población dada durante aproximadamente los 15 años anteriores a la enumeración. La población declarada de menos de 15 años puede distribuirse entre los tres grupos quinquenales de edad en el tramo 0 a 14 de un modo diferente que en la población estable ajustada pero debido a las bajas tasas de mortalidad que caracterizan de ordinario a esas edades (al menos de los 3 a los 14 años), las diferencias en la distribución por edad de todos los menores de 15 años entre la población declarada y la población estable tendrían efectos mínimos sobre el número de nacimientos estimados por retroproyección. Así, es de esperarse que la población estable ajustada brinde una representación adecuada del numerador de la tasa de natalidad, esto es, del número de nacimientos durante los 15 años anteriores a la enumeración.

Es probable que una diferencia más importante afecte al denominador, surgiendo ésta de la diferencia entre la tasa observada y la tasa estable de crecimiento especialmente cuando haya habido un cambio reciente en la fecundidad. En tal caso, es poco probable que la población estable ajustada a los valores observados de $C(15)$ y $l(5)$ tenga la misma tasa de crecimiento que la población estudiada tuvo en promedio durante los 15 años anteriores a su enumeración; por lo general, la población estable presenta una tasa de crecimiento inferior. Continuando la analogía con la retroproyección, la tasa de natalidad de la población estable podría mejorarse como estimación de la verdadera tasa de natalidad promedio durante el período considerado si se hiciera un ajuste con respecto a la diferencia entre las tasas de crecimiento verdadera y estable con el fin de estimar con mayor precisión el denominador de la tasa de crecimiento. Si la tasa de crecimiento estable es inferior a la verdadera, según la analogía de la retroproyección, se llegaría a una estimación un tanto elevada de los años-persona vividos por la población durante los 15 años de interés, que a su vez daría pie a una estimación demasiado baja de la tasa de natalidad. Luego, esta última tasa puede ajustarse multiplicándola por el cociente entre el número de años-persona vividos que implica la tasa de crecimiento estable y el número verdadero de años-persona vividos por la población estudiada, esto es, por $N_0\exp[-7{,}5r_s] / N_0\exp[-7{,}5r_0]$, donde $N_0$ es la población total declarada; $r_s$, la tasa de crecimiento estable; y $r_0$, la tasa de crecimiento declarada. Si la diferencia entre la verdadera tasa de crecimiento promedio durante los 15 años estudiados y la tasa de incremento de la población estable ajustada es 0,002 (digamos, un valor verdadero de 0,022 frente a un valor estable de 0,020), por ejemplo, el ajuste del denominador puede hacerse directamente sobre la tasa de natalidad de la población estable ajustada, multiplicándola por el factor $\exp[7{,}5\ (0{,}022 - 0{,}020)]$. El ajuste sería así del orden de 1,5%. Un procedimiento similar también debería resultar efectivo en casos de falta de estabilidad debida a cambios en la mortalidad. Hay que señalar, sin embargo, que el ajuste no siempre mejora la estimación inicial de la tasa de natalidad, particularmente en el caso de cambios muy recientes en la fecundidad. Además, el ajuste quizá no esté indicado en la práctica cuando la tasa de crecimiento declarada esté distorsionada por cambios en la cobertura de la enumeración. El cuadro 141 muestra los resultados obtenidos cuando este procedimiento de estimación se aplicó a varias poblaciones con un registro de nacimientos adecuado. Las tasas de natalidad promedio estimadas a partir de $l(5)$ y $C(15)$ se comparan con las tasas de natalidad promedio registradas durante el período de 15 años anteriores a cada censo. En la primera parte del cuadro 141, se ha estimado $l(5)$ a partir de datos sobre los hijos nacidos vivos e hijos supervivientes. En la segunda parte, abarcando países para los que no se dispone de tales datos, se ha tomado el valor de $l(5)$ de tablas de vida oficiales relativas aproximadamente al período situado 7,5 años antes de cada censo. En ambos casos al menos, el procedimiento produce muy buenas estimaciones de la tasa de natalidad para poblaciones que claramente no son estables.

### 2. *Datos requeridos*

Para aplicar este método se necesitan los datos siguientes:

*a*) La población enumerada clasificada por grupos quinquenales de edad y por sexo. En sentido estricto, sólo se requiere la población de ambos sexos de menos de 15 años y la población total enumerada. Sin embargo, con el fin de evaluar la calidad de los datos (por ejemplo, usando el procedimiento descrito en la sección B), es necesaria también la clasificación por sexo;

*b*) Una estimación de $l(5)$ para ambos sexos combinados relativa aproximadamente al período entre seis y ocho años antes del momento de la enumeración. (Véase capítulo III para métodos que permiten derivar esa estimación a partir de datos sobre hijos nacidos vivos e hijos supervivientes.)

*c*) Una estimación de la migración neta durante el período anterior al momento en que la población fue enumerada. Cuando haya una migración neta sustancial, el método de la población estable sólo debería aplicarse después de que la distribución por edades declarada haya sido ajustada teniendo en cuenta sus efectos;

*d*) Una estimación del índice de masculinidad de los nacimientos;

*e*) Una estimación de la tasa de crecimiento durante aproximadamente los 15 años anteriores a la enumeración (esta estimación es necesaria sólo si hay informa-

ción que sugiera que la población declarada no es aproximadamente estable y cuando, en consecuencia, sea conveniente un ajuste de la tasa de natalidad estable para evitar los sesgos debidos a la diferencia entre la tasa de crecimiento real y la estable).

### 3. *Procedimiento de cálculo*

*Paso 1: cálculo de la proporción de menos de 15 años para ambos sexos.* El cálculo de esta proporción, $C(15)$, se hace según los principios generales descritos en el paso 1 en la subsección B.3. Fundamentalmente,

$$C(15) = ({}_5N_0 + {}_5N_5 + {}_5N_{10})/N \qquad \text{(C.1)}$$

donde ${}_5N_x$ es la población de ambos sexos comprendida entre las edades $x$ a $x + 4$; y $N$ es la población total enumerada (excluyendo a aquellos de edad desconocida).

*Paso 2: identificación de un nivel de mortalidad consistente con la probabilidad de sobrevivir hasta los 5 años de edad.* El nivel de mortalidad deseado se identifica por interpolación lineal (véase anexo IV) entre las probabilidades de sobrevivir hasta los 5 años, $l(5)$, que figuran en el anexo VIII para el patrón de mortalidad seleccionado como el más indicado para el país estudiado. Adviértase que el nivel de mortalidad debería encontrarse para varones o mujeres, pero no para ambos sexos combinados, ya que aunque $l(5)$ se refiera a los dos sexos conjuntamente, la identificación de un nivel de mortalidad se hace usando las tablas relativas a un determinado sexo (masculino o femenino). La razón de este proceder es que poblaciones estables modelo para ambos sexos combinados no están publicadas en el volumen de Coale y Demeny[7].

*Paso 3: identificación de la población estable con probabilidad de sobrevivir hasta los 5 años de edad y proporción de menos de 15 años iguales a las de la población declarada.* Usando el nivel de mortalidad identificado en el paso 2 y la familia modelo seleccionada para un determinado sexo (masculino o femenino), se encuentran dos poblaciones al nivel de mortalidad estimado cuyas proporciones de menos de 15 años envuelvan al $C(15)$ declarado para ambos sexos, denotado por $C_0(15)$, en el sentido de que $C_1(15) < C_0(15) < C_2(15)$. Una vez identificadas, la interpolación entre los valores de los parámetros de las dos poblaciones estables produce las estimaciones estables requeridas (tasa de natalidad, tasa de crecimiento y tasa de mortalidad, por ejemplo). Adviértase una vez más que, aunque la $C_0(15)$ observada se refiere a ambos sexos combinados, la interpolación se efectúa entre las poblaciones estables relativas sólo a uno de los dos sexos (masculino o femenino). Este procedimiento implica que se está suponiendo que el patrón de mortalidad de ambos sexos en la población que se estudia es similar al modelo masculino o femenino elegido como referencia.

*Paso 4: cálculo de la tasa bruta de reproducción y de la fecundidad global para la población estable seleccionada.* La población identificada en el paso 3 se refiere a ambos sexos combinados, por lo que el cálculo de parámetros que se refieran sólo a la población femenina no es directo. Para obtener sus valores, es necesario identificar la población estable femenina asociada con la ya seleccionada para ambos sexos combinados. Una población estable femenina se elige estimando la tasa de natalidad femenina como

$$b_f = b_t \frac{B_f/B_t}{N_f/N_t} \qquad \text{(C.2)}$$

donde $b_t$ es la tasa de natalidad estimada para ambos sexos combinados; $B_f/B_t$ es la proporción de nacimientos femeninos ($B$ denota el número de nacimientos); y $N_f/N_t$ es la proporción de la población femenina ($N$ denota el número de personas). La proporción de nacimientos femeninos puede considerarse del orden de 48,8% del total, excepto en Africa tropical, o en poblaciones de origen principalmente africano, donde debería usarse una proporción de alrededor de 49,3%. La proporción de mujeres en la población puede derivarse del censo, a menos que sea patente una omisión selectiva por sexo.

Téngase en cuenta que $B_f/B_t$ puede también escribirse así:

$$B_f/B_t = 1.0/(1.0 + SRB) \qquad \text{(C.3)}$$

donde $SRB$ es el índice de masculinidad al nacer definido como el número de niños nacidos por cada niña. Por lo tanto, el conocimiento de $SRB$ y de los recuentos de la población total masculina y femenina es suficiente para calcular $b_f$ a partir de $b_t$.

Una vez que se disponga de $b_f$, usando el nivel de mortalidad identificado en el paso 2, puede estimarse el valor de la tasa bruta de reproducción, $GRR$, por interpolación entre el conjunto femenino de poblaciones estables de la familia que se esté usando. Sin embargo, las poblaciones estables modelo impresas sólo ofrecen estimaciones de la tasa bruta de reproducción para ciertas edades medias del patrón de fecundidad. Se recomienda hacer una primera estimación de esa tasa fijando la edad media, $\mu$, en 29. Entonces si $\mu$ puede estimarse con mayor precisión para la población estudiada (véase anexo III), la estimación preliminar de $GRR(29)$ puede ajustarse usando la relación siguiente:

$$GRR(\mu) = GRR(29)\exp[(\mu - 29)(r + \delta(\mu))] \qquad \text{(C.4)}$$

donde $\delta(\mu)$ es la tasa de mortalidad a la edad $\mu$ y se estima como sigue:

$$\delta(\mu) = 0.5({}_5M_{25} + {}_5M_{30}) \qquad \text{(C.5)}$$

donde ${}_5M_x$ es la tasa de mortalidad central para mujeres cuyas edades varían entre $x$ y $x + 4$ en la tabla de vida del nivel identificado en el paso 2.

Por último, se obtiene una estimación de la fecundidad global así:

$$TF = GRR(1.0 + B_m/B_f) = GRR(1.0 + SRB) \qquad \text{(C.6)}$$

[7] *Ibid.*

Hay que señalar que el paso 4 no debería darse si hubiera información sugiriendo que la población que se estudia no es aproximadamente estable, ya que las estimaciones obtenidas de acuerdo a los procedimientos descritos en este paso se refieren sólo a una población estable. Por lo tanto, especialmente cuando la fecundidad haya descendido, estas estimaciones pueden ser erróneas.

*Paso 5: ajuste de la tasa de natalidad estimada cuando la población no es verdaderamente estable.* Si se dispone de información indicando que la población ha experimentado cambios importantes de fecundidad o mortalidad, la tasa de natalidad estable obtenida en el paso 3 no puede considerarse una estimación adecuada del parámetro correspondiente en la población verdadera. Por fortuna, si se conoce la tasa de crecimiento promedio de la población durante aproximadamente los 15 años anteriores al momento de la enumeración, la estimación de la tasa de natalidad estable puede ajustarse con respecto a los efectos de la fecundidad descendiente. Como en otros casos, la tasa de crecimiento requerida se estima en base a censos consecutivos de la población. La ecuación que se usa para calcularla es

$$r_o = [\ln(N_2) - \ln(N_1)]/(t_2 - t_1) \qquad \text{(C.7)}$$

donde $N_i$ es la población total enumerada al tiempo $t_i$ (incluyendo aquellos de edad desconocida).

Si $r_o$ difiere de la tasa de crecimiento estable, $r_s$, estimada en el paso 3, la estimación de la tasa de natalidad estable también obtenida en ese paso puede ajustarse por

$$b^* = b_s \exp[7.5(r_o - r_s)] \qquad \text{(C.8)}$$

### 4. *Un ejemplo detallado*

El caso del Brasil en 1960 se usa como ejemplo. En ese año se hizo un censo con el 1° de septiembre como fecha de referencia. Sus resultados ya se usaron en la subsección E.4 *b*) del capítulo III para obtener estimaciones de la mortalidad en la niñez. Asimismo, se aquilató la fiabilidad de la distribución por edades declarada de la población masculina en las subsecciones B.4 y B.5. Como suele ocurrir, la proporción de varones de menos de 15 años parece estar sobreregistrada, mientras que no existe sesgo inequívoco en el $C(15)$ femenino (véanse los diagramas F y G de la figura 19). Por ello, no parece haber motivos para ajustar una población estable a cualquier $C(x)$ de preferencia a $C(15)$; pero, teniendo presente que los errores en los valores masculino y femenino de $C(15)$ no se compensan entre sí en este caso, sólo para fines ilustrativos se aplica el método descrito en esta sección.

A continuación se presentan los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de la proporción de menos de 15 años de edad para ambos sexos.* El cuadro 144 presenta los datos básicos sobre población en forma de números acumulados de personas debajo de determinadas edades. Se dispone de la clasificación por sexo. Según ese cuadro,

$$_{15}N_0 = 15{,}157 + 14{,}757 = 29{,}914$$

mientras que

$$N = 35{,}012 + 35{,}083 = 70{,}095$$

de modo que

$$C(15) = 29{,}914/70{,}095 = 0.4268$$

CUADRO 144. POBLACIÓN POR DEBAJO DE LAS EDADES EXACTAS $x$, $N(x-)$, POR SEXO, BRASIL, 1960

*(En miles)*

| *Edad x (1)* | *Población por debajo de la edad exacta x* | |
|---|---|---|
| | *Varones N(x−) (2)* | *Mujeres N(x−) (3)* |
| 5 | 5 688 | 5 506 |
| 10 | 10 859 | 10 494 |
| 15 | 15 157 | 14 757 |
| 20 | 18 609 | 18 480 |
| 25 | 21 602 | 21 724 |
| 30 | 24 147 | 24 425 |
| 35 | 26 401 | 26 691 |
| 40 | 28 375 | 28 684 |
| 45 | 30 033 | 30 263 |
| 50 | 31 426 | 31 584 |
| TOTAL | 35 012 | 35 083 |

*Paso 2: identificación de un nivel de mortalidad consistente con la probabilidad de sobrevivir hasta los 5 años de edad.* La estimación de la mortalidad en la niñez a partir de datos sobre hijos nacidos vivos e hijos supervivientes recogidos por el censo de 1960 del Brasil se efectuó en la subsección E.4 *b*) del capítulo III. En el cuadro 79 de ese capítulo figuran los datos brutos, mientras que el cuadro 80 muestra las estimaciones resultantes de la mortalidad en la niñez. La estimación de $l(5)$ para ambos sexos combinados es 0,8222. En la subsección E.4 *b*) del capítulo III, se indicaba que si se supone que el índice de masculinidad al nacer de la población brasileña es de 1,05 nacimientos masculinos por cada nacimiento femenino, ese valor de $l(5)$ es consistente con el nivel 13,6 de las tablas de vida del modelo Oeste para ambos sexos combinados. Sin embargo, si en la aplicación de los métodos descritos en este capítulo se fueran a usar consistentemente tablas de vida para ambos sexos combinados, sería necesario generar nuevas poblaciones estables usando esas tablas de vida, ya que las de Coale y Demeny se refieren sólo a varones o mujeres por separado. Debido a la resistencia de los métodos aquí descritos a variaciones en los patrones modelo de mortalidad (véase sección C.1), no parece necesario insistir en la consistencia absoluta lograda al usar poblaciones estables relativas a ambos sexos combinados. Es más conveniente y apenas menos satisfactorio desde el punto de vista de la precisión de las estimaciones obtenidas usar las poblaciones estables modelo por sexo publicadas en el conjunto de Coale y Demeny como si fueran representaciones adecuadas de

la experiencia de ambos sexos combinados. Tal enfoque equivale a suponer que si, por ejemplo, sólo se usaran las tablas femeninas, el patrón de mortalidad de las tablas de vida femeninas constituye una representación adecuada del patrón de mortalidad vigente en toda la población (ambos sexos combinados). En el caso del método ahora en estudio, tal hipótesis es más satisfactoria de lo que parecería a primera vista, ya que sólo la mortalidad hasta los 15 años de edad reviste importancia, y para el tramo de edad 0 a 14, las diferencias entre los patrones de mortalidad para ambos sexos combinados y aquellas para cada uno por separado son relativamente pequeñas.

En el caso del Brasil en 1960, se supone que las tablas de vida femeninas para el modelo Oeste son representaciones adecuadas de los verdaderos patrones de mortalidad. Por lo tanto, se usan los valores modelo de $l(5)$ que figuran en el cuadro 236 (véase anexo VIII) para identificar el nivel de mortalidad correspondiente al valor observado de 0,8222. Como de costumbre, se recurre a la interpolación lineal (véase anexo IV) para encontrar ese nivel. El proceso requiere identificar entre los valores que figuran debajo del epígrafe "$l(5)$" en el cuadro 236 dos valores que envuelvan al $l(5)$ observado. En este caso, $l_{13}$ (15) = 0,81848 y $l_{14}$ (15) = 0,84106, donde los subíndices indican el nivel al que se refiere cada valor. Seguidamente, se obtiene el factor de interpolación $\Theta$ como

$$\Theta = (0.82220 - 0.81848)/(0.84106 - 0.81848) = 0.16$$

Por lo tanto, el nivel Oeste femenino estimado es 13,16.

*Paso 3: identificación de la población estable con probabilidad de sobrevivir hasta los 5 años de edad y proporción de menos de 15 años iguales a las de la población declarada.* La primera tarea en este paso es calcular los valores de la proporción de menos de 15 años, $C(15)$, para poblaciones estables femeninas Oeste al nivel 13,16 con tasas de natalidad (o tasas de crecimiento) diferentes. Con referencia a las distribuciones estables por edad impresas, se encuentra que al nivel 13, $C_1$ (15) = 0,4195 para una población con una tasa de crecimiento anual de 0,025, y $C_2$ (15) = 0,4539 para una población que crece anualmente a una tasa de 0,030. Los valores correspondientes al nivel 14 son $C_1$ (15) = 0,4141 y $C_2$ (15) = 0,4487. Por ello, con el fin de obtener las estimaciones correspondientes al nivel 13,16, se usa el factor de interpolación $\Theta$ de 0,16 como sigue:

$$C_1^*(15) = 0.84(0.4195) + 0.16(0.4141) = 0.4186$$

$$C_2^*(15) = 0.84(0.4539) + 0.16(0.4487) = 0.4531$$

donde el superíndice * indica que los valores de $C(15)$ corresponden al nivel 13,16. Resta calcular las tasas de crecimiento y natalidad con las que se asocia el $C(15)$ = 0,4268 declarado. Adviértase que las estimaciones de $C^*(15)$ presentadas antes envuelven, tal como se quería, al valor declarado. El $C(15)$ declarado se usa para interpolar entre los valores de $C^*(15)$, siendo el factor de interpolación necesario

$$\Theta = (0.4268 - 0.4186)/(0.4531 - 0.4186) = 0.24$$

La tasa de crecimiento asociada con el $C(15)$ declarado se encuentra usando $\Theta$:

$$r_s = 0.76(0.025) + 0.24(0.030) = 0.0262$$

El cuadro 145 muestra algunos de los resultados intermedios de estos cálculos. También presenta las estimaciones de la tasa de natalidad. Aquellas al nivel 13,16 para tasas de crecimiento de 0,025 y 0,030 se obtienen del mismo modo que las estimaciones de $C^*(15)$ que se han derivado antes. La tasa de natalidad para $r_s$ = 0,00262 se calcula entonces como

$$b_s = 0.76(0.04051) + 0.24(0.04538) = 0.04168$$

Este valor es, por tanto, la estimación de la tasa de natalidad estable.

*Paso 4: cálculo de la tasa bruta de reproducción y de la fecundidad global para la población estable seleccionada.* Tal como se indica en la sección siguiente, la población estable identificada en el paso 3 no constituye una representación adecuada de la población brasileña en 1960. Por ello, carece de sentido calcular en este punto otros parámetros de esa población estable, ya que no es probable que resulten aceptables como estimaciones relativas a la población real. Por tal motivo, se aplaza la aplicación del paso 4 (véase subsección C.5).

*Paso 5: ajuste de la tasa de natalidad estimada cuando la población no es verdaderamente estable.* Brasil levantó censos el 1º de julio de 1950 y el 1º de septiembre de 1960, que produjeron poblaciones totales (incluyendo personas de edad desconocida) de 51.916.000 y 70.119.000 personas, respectivamente. De

CUADRO 145. IDENTIFICACIÓN DE LA POBLACIÓN ESTABLE DETERMINADA POR LA PROPORCIÓN DECLARADA DE MENOS DE 15 AÑOS AL NIVEL 13, 16, BRASIL, 1960

| | *Nivel de mortalidad femenino, modelo Oeste* | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | *13,0* | | *14,0* | | *13,16* | |
| *Tasa de crecimiento (1)* | *Proporción de menos de 15 años, C(15) (2)* | *Tasa de natalidad (3)* | *Proporción de menos de 15 años, C(15) (4)* | *Tasa de natalidad (5)* | *Proporción de menos de 15 años, C(15) (6)* | *Tasa de natalidad (7)* |
| 0.0250..... | 0.4195 | 0.04076 | 0.4141 | 0.03921 | 0.4186 | 0.04051 |
| 0.0300..... | 0.4539 | 0.04565 | 0.4487 | 0.04398 | 0.4531 | 0.04538 |
| 0.0262..... | – | – | – | – | 0.4268 | 0.04168 |

esas cifras se calcula la tasa de crecimiento intercensal 1950-1960 como sigue:

$$r_o = \ln[70{,}119/51{,}976]/10.167 = 0.0295$$

Esta tasa de crecimiento es superior a la estimada en el paso 3 para la población estable ajustada. Tal discrepancia sugiere que o bien la población brasileña no era estable, como consecuencia de cambios en la mortalidad o en la fecundidad cuya influencia en la tasa de natalidad estimada ha de tomarse en cuenta, o bien que existen otros problemas metodológicos. Ignorando de momento la segunda posibilidad, y siguiendo con el ejemplo, se calcula una tasa de natalidad ajustada usando la ecuación (C.8) del modo siguiente:

$$b = b_s \exp[7.5(r_o - r_s)]$$

$$= 0.04168 \exp[7.5(0.0295 - 0.0262)]$$

$$= 0.04272$$

5. *Comentarios sobre el ejemplo detallado*

Hay que hacer varias observaciones sobre el ejemplo que se acaba de presentar y, tal como se verá, algunas conducirán a la modificación completa de las estimaciones que se han encontrado antes. El primer comentario, sin embargo, es sobre todo de carácter metodológico y se refiere a la pregunta de si deberían usarse poblaciones estables modelo masculinas o femeninas para aplicar este método. En el caso que se acaba de analizar, si se hubieran utilizado las poblaciones estables masculinas modelo Oeste, el $l(5)$ observado para ambos sexos combinados habría implicado un nivel de mortalidad de 13,97, y las estimaciones preliminares de las tasas estables de natalidad y crecimiento habrían sido 0,04155 y 0,0260, respectivamente. El ajuste de la primera por exp [7,5 (0,0035)] = 1,0265 habría producido una estimación final de la tasa de natalidad de 0,04265, en donde las primeras tres cifras significativas coinciden con las de la estimación obtenida en el paso 5 usando los modelos femeninos. Este es otro ejemplo más de la resistencia del procedimiento de estimación a cambios en el patrón modelo de mortalidad usado.

A continuación se hace una evaluación de las estimaciones obtenidas. La diferencia entre la tasa de crecimiento estable de 0,0262 y la tasa de crecimiento intercensal de 0,0295 podría deberse a que el censo de 1960 era más completo que el de 1950, o a que el patrón de mortalidad Oeste es una representación poco adecuada de la mortalidad en la población brasileña (se esperarían tasas de crecimiento mayores en poblaciones con un determinado $C(15)$ sujetas a una mortalidad mayor por debajo de los 5 años y una menor por encima de esa edad que la reflejada en el modelo Oeste).

Para evaluar la influencia que la selección de un cierto modelo de mortalidad tiene sobre las estimaciones finales y explorar los ajustes de otros modelos, se repite el proceso de estimación usando el modelo Sur. El primer paso consiste en obtener estimaciones adecuadas de la mortalidad en la niñez relativas también al modelo Sur. Los coeficientes que figuran en el cuadro 47 (véase capítulo III) y los cocientes observados $P(1)/P(2)$ y $P(2)/P(3)$ que se listan en el cuadro 80 (véase capítulo III), juntamente con $D(4)$, se usan para obtener la estimación requirida de $l(5)$. Su valor para ambos sexos es 0,8201, lo que implica un nivel de mortalidad de 14,85 en las tablas femeninas. Al repetir el paso 3 con la familia Sur, la estimación preliminar de la tasa de natalidad obtenida de $C(15)$ al nivel 14,85 es 0,04231, y la correspondiente estimación de la tasa de crecimiento es 0,02859. Si se hubieran usado poblaciones estables masculinas en lugar de femeninas, los resultados pertinentes habrían sido 0,04221 y 0,02805, lo que muestra que elegir modelos estables de uno u otro sexo carece de importancia. La tasa de crecimiento estimada es bastante próxima a la tasa intercensal, e implica un factor de ajuste de sólo 1,0068 para la tasa de natalidad estable; siendo, por tanto, la estimación ajustada de la tasa de natalidad 0,04260. El hecho de que esa estimación ajustada coincida prácticamente con la obtenida antes usando un modelo diferente de mortalidad ilustra una vez más la resistencia del método a la elección de patrón de mortalidad cuando se usa $l(5)$, $C(15)$ y $r$ para estimar la tasa de natalidad. Es posible estimar con precisión la tasa de natalidad (suponiendo, claro está, que los datos de base sean correctos), independientemente de si la población es o no estable y de la familia de poblaciones estables modelo empleada en el cálculo. Además, el buen grado de coincidencia entre la tasa de crecimiento intercensal y la tasa estimada de crecimiento estable cuando se usa la familia Sur de poblaciones estables corrobora la idoneidad de este modelo como representación adecuada del patrón de mortalidad en el Brasil durante los 15 años anteriores a 1960, siempre, claro está, que la estimación de la tasa de crecimiento intercensal sea confiable.

Tras haber establecido una estimación óptima de la tasa de natalidad para la población brasileña durante aproximadamente los 15 años anteriores a 1960, el resto de esta sección se dedica a estimar otros parámetros de la población que se estudia a partir de la población estable ajustada. Para ello, se presenta a continuación una vez más el paso 4 del ejemplo detallado.

*Paso 4: cálculo de la tasa bruta de reproducción y de la fecundidad global para la población estable seleccionada.* Para estimar la fecundidad global y la tasa bruta de reproducción, es necesario identificar una población estable femenina consistente con la población ajustada. Tal identificación se basa en el $l(5)$ estimado para ambos sexos combinados, la tasa de natalidad femenina correspondiente a la estimación final de la tasa de natalidad ($b$ = 0,0426), el índice de masculinidad al nacer y al índice de masculinidad de la población enumerada. Si se supone que el índice de masculinidad al nacimiento es de 1,05 niños por cada niña, 48,8% de todos los nacimientos serán femeninos, y como la fracción de la población enumerada constituida por mujeres es:

$$N_f/N = 35{,}083/(35{,}012+35{,}083) = 0.5005$$

la tasa de natalidad femenina es

$$b_f = (0.0426)(0.488)/0.5005 = 0.0415$$

Igualmente, la masculina es

$$b_m = (0.0426)(1.0-0.488)/(1.0-0.5005)$$

$$= (0.0426)(0.512)/0.4995 = 0.0437$$

La $l(5)$ estimada para ambos sexos es 0,8201 (en base al modelo Sur) e implica un nivel de mortalidad de 15,20 en las tablas de vida modelo Sur para ambos sexos combinados, dado el índice de masculinidad al nacer supuesto (véase cuadro 232 en el anexo VIII). Para la población estable femenina de la familia Sur con un nivel de mortalidad de 15,20 y una tasa de natalidad de 0,0415 se encuentra una tasa bruta de reproducción $GRR(29)$ de 2,89 hijas por mujer (para detalles sobre el proceso de interpolación que conduce a esta estimación, véase cuadro 146). El valor 29 indica que esta estimación de la tasa bruta de reproducción depende del supuesto de que la edad media a la procreación, denotada por $\mu$, es de 29 años en el Brasil. Aunque no se tienen los datos necesarios para obtener una estimación directa de $\mu$, se usó el método 1 de estimación descrito en el anexo III para calcular un valor estimado de 29,1 años en base al cociente observado $P(3)/P(2)$ (véase cuadro 80 del capítulo III). Debido al carácter aproximado de esta estimación de $\mu$, se consideró que el valor redondeado, 29, constituía una aproximación adecuada para estimar la tasa bruta de reproducción. La fecundidad global $TF$, se estima dividiendo GRR, número medio de hijas por mujer, entre la proporción de nacimientos femeninos:

$$TF = GRR/0.488 = 5.92$$

Es decir, una mujer brasileña que alcance el final de su vida reproductiva habrá tenido, en promedio, unos seis hijos, de mantenerse las tasas de fecundidad vigentes durante los 15 años anteriores a 1960. Hay que indicar, sin embargo, que si bien la estimación final de la tasa de natalidad para ambos sexos (0,0426) es bastante fidedigna, las de la tasa bruta de reproducción y de la fecundidad global lo son menos, a causa de la incertidumbre sobre el verdadero valor del índice de masculinidad de la población y sobre la validez del patrón supuesto para la fecundidad por edades. Sus valores deberían, por tanto, interpretarse con cautela.

## D. Estimación de la esperanza de vida a los 5 años de edad y de la tasa de mortalidad por encima de esa edad a partir de la proporción de personas de menos de 15 años y de la tasa de crecimiento

### 1. *Fundamento y justificación del método*

Con anterioridad en este capítulo se notó que la tasa de natalidad de poblaciones estables derivadas de diferentes conjuntos de tablas modelo es aproximadamente la misma para valores dados de $C(15)$ y $l(5)$ pero no para poblaciones estables modelo con valores dados de $C(15)$ y de la tasa de crecimiento. La razón de la superioridad de $l(5)$ para identificar poblaciones estables con la misma tasa de natalidad es que la mortalidad en la niñez es el determinante básico de la relación entre $C(15)$ y la tasa de natalidad. Por otra parte, la mortalidad en todas las edades ayuda a determinar la tasa de mortalidad general y, por tanto, la tasa de incremento cuando se conoce la tasa de natalidad. Los conjuntos de tablas de vida modelo (y también los patrones reales de mortalidad) difieren de modo muy pronunciado en la relación que reflejan entre las tasas de mortalidad en la niñez y las tasas de mortalidad en edades mayores.

Dos parámetros cuyos valores son muy similares en poblaciones estables que tienen iguales $C(15)$ y la tasa de crecimiento son la tasa de mortalidad por encima de los 5 años de edad y la esperanza de vida a los 5 años. Las poblaciones estables que presentan la misma proporción de menores de 15 años presentan proporciones casi iguales de los que llegan cada año a la edad de 5, o casi la misma "tasa de natalidad" para la población de 5 años y más. Como la tasa de mortalidad en cualquier población cerrada es la tasa de natalidad menos la tasa de crecimiento, las poblaciones estables con la misma $C(15)$ y la misma tasa de crecimiento tienen casi la misma tasa de mortalidad por encima de los 5 años y la misma esperanza de vida a esa edad, aunque presenten patrones de mortalidad por edades más bien distintos. El cuadro 147 muestra la tasa de mortalidad por encima de los 5 años y la esperanza de vida a los 5 años en poblaciones estables modelo de los conjuntos Norte, Sur, Este y Oeste, cuando la proporción de menos de 15 años es 0,4195 y la tasa de crecimiento 0,025. Sea cual fuere el conjunto de tablas de vida modelo e independientemente de que la población estable sea masculina o femenina, las dos medidas globales de la mortalidad por encima de los 5 años son bastante similares cuando $C(15)$ y $r$ están dadas. En otras palabras, para poblacio-

Cuadro 146. Estimación de la tasa bruta de reproducción por interpolación entre las poblaciones estables femeninas del modelo Sur, Brasil, 1960

| *Nivel de mortalidad* | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| *15* | | *16* | | *15,2* | |
| *Tasa de natalidad (1)* | *Tasa bruta de reproducción GRR(29) (2)* | *Tasa de natalidad (3)* | *Tasa bruta de reproducción GRR(29) (4)* | *Tasa de natalidad (5)* | *Tasa bruta de reproducción GRR(29) (6)* |
| 0.03859 | 2.653 | 0.03730 | 2.564 | - | - |
| 0.04348 | 3.045 | 0.04208 | 2.944 | - | - |
| 0.04150 | 2.888 | 0.04150 | 2.898 | 0.04150 | 2.890 |

CUADRO 147. TASA DE MORTALIDAD PARA PERSONAS DE MÁS DE 5 AÑOS Y ESPERANZA DE VIDA A LOS 5 AÑOS EN POBLACIONES ESTABLES MODELO CON UNA PROPORCIÓN DE MENOS DE 15 AÑOS, $C(15)$, DE 0,4195 Y UNA TASA DE CRECIMIENTO, $r$, DE 0,025

| Modelo de mortalidad (1) | Esperanza de vida a los 5 años | | | Tasa de mortalidad por encima de los 5 años | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Varones (2) | Mujeres (3) | Ambos sexos (4) | Varones (5) | Mujeres (6) | Ambos sexos (7) |
| Norte ..... | 55.7 | 56.1 | 55.9 | 0.0104 | 0.0104 | 0.0104 |
| Sur ..... | 55.9 | 56.5 | 56.3 | 0.0101 | 0.0100 | 0.0101 |
| Este ..... | 55.3 | 55.7 | 55.4 | 0.0102 | 0.0102 | 0.0102 |
| Oeste ..... | 55.2 | 55.9 | 55.6 | 0.0102 | 0.0102 | 0.0102 |

nes que son aproximadamente estables, si la proporción de menos de 15 años y la tasa intercensal de crecimiento natural se registran con precisión, la selección de una población estable modelo en base a $C(15)$ y $r$ proporciona una sólida estimación de la mortalidad global por encima de los 5 años de edad, al menos para la gama de patrones de mortalidad cubiertos por las cuatro familias de Coale y Demeny.

Es importante subrayar, sin embargo, que los requisitos indicados en el párrafo anterior, a saber, que la población sea aproximadamente estable y que $C(15)$ y $r$ se registren con precisión, son necesarios para asegurar la validez de las estimaciones de mortalidad obtenidas. En otras palabras, este método es bastante sensible a desviaciones de la estabilidad y a errores en los datos básicos. En particular, las estimaciones de mortalidad obtenidas ajustando una población estable en base a $C(15)$ y a $r$ de una población cuya fecundidad ha disminuido tenderán a subestimar la esperanza de vida a los 5 años de edad, y también son probables sesgos de importancia cuando $C(15)$ o $r$ estén sujetas a error. Por lo tanto, los resultados obtenidos por este método deben ser evaluados cuidadosamente a la luz de información adicional antes de ser aceptados como estimaciones definitivas de la mortalidad de adultos.

### 2. *Datos requeridos*

A continuación se indican los datos que se necesitan para aplicar este método:

*a*) La población clasificada por grupos quinquenales de edad y por sexo. En sentido estricto, sólo se requieren la población de menos de 15 años y la población total, pero disponer de una distribución por edades clasificada también por sexo permite evaluar la calidad de los datos (véase sección B);

*b*) La población total al momento del censo y de al menos un censo anterior. La disponibilidad de totales de población y de distribuciones por edad en varias fechas brindará información sobre la estabilidad aproximada de la población;

*c*) Una estimación de la migración neta durante, al menos, el período intercensal anterior al censo considerado. Si la migración neta es sustancial, la población declarada tendrá que ser ajustada antes de aplicar el método.

### 3. *Procedimiento de cálculo*

Seguidamente se describen los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de la proporción de menos de 15 años.* Esta proporción, $C(15)$, se calcula como la población de 0 a 14 años dividida entre la población total con edad declarada. Las personas de edad desconocida no deben incluirse en el denominador.

*Paso 2: cálculo de la tasa de crecimiento intercensal.* La tasa anual de crecimiento de la población durante el período intercensal se calcula así:

$$r_o = [\ln(N_2) - \ln(N_1)]/(t_2 - t_1) \qquad \text{(D.1)}$$

donde $N_i$ es la población total enumerada al tiempo $t_i$. $N_i$ debería incluir a todas las personas, incluso a las de edad desconocida, y la fecha $t_i$ debería expresarse en años, incluyendo una fracción decimal.

*Paso 3: identificación de la población estable con proporción de menos de 15 años de edad y tasa de crecimiento iguales a las de la población estudiada.* La población estable que corresponde exactamente a la proporción declarada de menos de 15 años, $C_o(15)$, y cuya tasa de crecimiento, $r_s$, es igual a la estimada en el paso 2 tendrá que ser identificada. Como para un determinado patrón de mortalidad se identifica completamente una población estable modelo mediante un nivel de mortalidad y una tasa de crecimiento, el proceso de identificación en este caso consiste sólo en estimar el nivel de mortalidad asociado con cada par de valores $C_o(x)$ y $r_o$. Si se hubieran impreso poblaciones estables modelo para todos los posibles niveles de mortalidad y todas las posibles tasas de crecimiento, la identificación se haría por simple comparación de las proporciones observadas y tabuladas. Sin embargo, como las poblaciones estables impresas corresponden sólo a determinados niveles de mortalidad y tasas de crecimiento, la identificación requiere de ordinario dos interpolaciones lineales (véase anexo IV) entre las cifras impresas. Esas interpolaciones pueden hacerse en cualquier orden, pero probablemente el procedimiento más sencillo consiste en interpolar primero con respecto a $r_o$ y luego con respecto a $C_o(15)$ tal como se muestra en el ejemplo detallado.

*Paso 4: estimación de otros parámetros demográficos.* Una vez que se ha estimado un nivel de mortalidad, su valor en conjunción con la tasa de crecimiento estable define una población estable que se aproxima a la población declarada. Como casi todas las medidas demográficas asociadas con las poblaciones estables se obtienen con facilidad, tales medidas pueden calcularse para la población estable ajustada y considerarse como estimaciones de los valores verdaderos. El cálculo de los

CUADRO 148. POBLACIÓN TOTAL DE COLOMBIA SEGÚN SUS CENSOS

| *Fecha del censo (1)* | *Fecha del censo (años) (2)* | *Población total (3)* | *Período intercensal (4)* | *Tasa de crecimiento (5)* |
|---|---|---|---|---|
| 15 junio 1905 ..... | 1905.4548 | 4 143 632 | - | - |
| 5 marzo 1912 ..... | 1912.1753 | 5 072 604 | 6.7205 | 0.0301 |
| 14 octubre 1918 ..... | 1918.7863 | 5 855 077 | 6.6110 | 0.0217 |
| 17 noviembre 1928 ... | 1928.8795 | 7 851 000 | 10.0932 | 0.0291 |
| 5 junio 1938 ..... | 1938.4274 | 8 701 816 | 9.5479 | 0.0108 |
| 9 mayo 1951 ..... | 1951.3534 | 11 548 172 | 12.9260 | 0.0219 |
| 15 julio 1964 ..... | 1964.5370 | 17 484 508 | 13.1836 | 0.0315 |
| 24 octubre 1973 ..... | 1973.7890 | 21 070 115 | 9.2520 | 0.0202 |

parámetros de interés requiere por lo general interpolación lineal (véase anexo IV) con respecto a dos variables (con respecto a la tasa de crecimiento, primero, y luego con respecto al nivel de mortalidad). Asimismo, cuando se analizan poblaciones estables usando sólo datos para un sexo, las estimaciones para el otro pueden obtenerse ya sea utilizando los diferenciales por sexo reflejados en las propias poblaciones estables modelo o usando el índice de masculinidad al nacer y el índice de masculinidad de la población enumerada. El ejemplo detallado muestra cómo pueden llevarse a cabo estos cálculos en la práctica.

Hay que recordar, sin embargo, que aunque puede calcularse un conjunto completo de parámetros demográficos para la población estable ajustada, no todos serán igualmente fidedignos como estimaciones de los parámetros que corresponden a la población estudiada. Según el análisis de la subsección D.1, al menos $e_5$, esperanza de vida a los 5 años de edad, y $d(5+)$, tasa de mortalidad para edades superiores a 5 años, es probable que sean fiables. El cálculo de otros parámetros, aunque sea posible, no necesariamente conduce a estimaciones satisfactorias.

### 4. *Un ejemplo detallado*

Se analiza la población de Colombia en 1951 como un ejemplo de la estimación de parámetros demográficos a partir de $C(15)$ y $r$. En el siglo XX se han llevado a cabo varios censos en Colombia. En el cuadro 148 se indican las fechas y las poblaciones totales enumeradas por ellos.

El cuadro 149 muestra la población por grupos quinquenales de edad y sexo tal como resulta de la enumeración del censo de 1951 de Colombia, y en el cuadro 150 figuran las proporciones acumuladas, $C(x)$, a intervalos de cinco años y los valores de $b(x)$ estimados del modo descrito en la subsección B.3 usando las poblaciones estables femeninas del modelo Oeste al nivel de mortalidad 13 como conjunto de referencia. En la figura 20 se grafican los valores de $b(x)$ para cada sexo. Ambas secuencias son casi constantes, corroborando la idea de que la distribución por edades se aproxima mucho a la de una población estable. La secuencia femenina de $b(x)$ no es tan perfectamente horizontal, aumentando ligeramente desde valores relativamente bajos en 5, 10 y 15 a un nivel ligeramente superior que se mantiene constante entre los 25 y los 50 años. Las secuencias de valores $b(x)$ para cada sexo implican que la distribución por edades masculina puede estar registrada con más precisión. En particular, $b(15)$ para varones es representativo de la secuencia de valores $b(x)$ masculinos, mientras que $b(15)$ es un punto relativamente bajo en la secuencia femenina de $b(x)$. En tales circunstancias, deberían construirse dos conjuntos de estimaciones en una aplicación real, la combinación tradicionalmente recomendada de $C(15)$ para ambos sexos combinados y $r$, y una alternativa que puede ser, en este caso, más válida: usar $C(15)$ para varones y $r$ para ambos sexos. Sin embargo, como el propósito que se persigue al presentar aquí los cálculos detallados es ilustrativo, sólo se aplica el primer procedimiento.

*Paso 1: cálculo de la proporción de menos de 15 años de edad.* Usando los datos que figuran en el cuadro 149, se encuentra que

$$
\begin{aligned}
{}_{15}N_0 &= 2{,}097+7{,}416+7{,}944+6{,}841+2{,}009+ \\
&\quad 7{,}209+7{,}690+6{,}578 \\
&= 47{,}784
\end{aligned}
$$

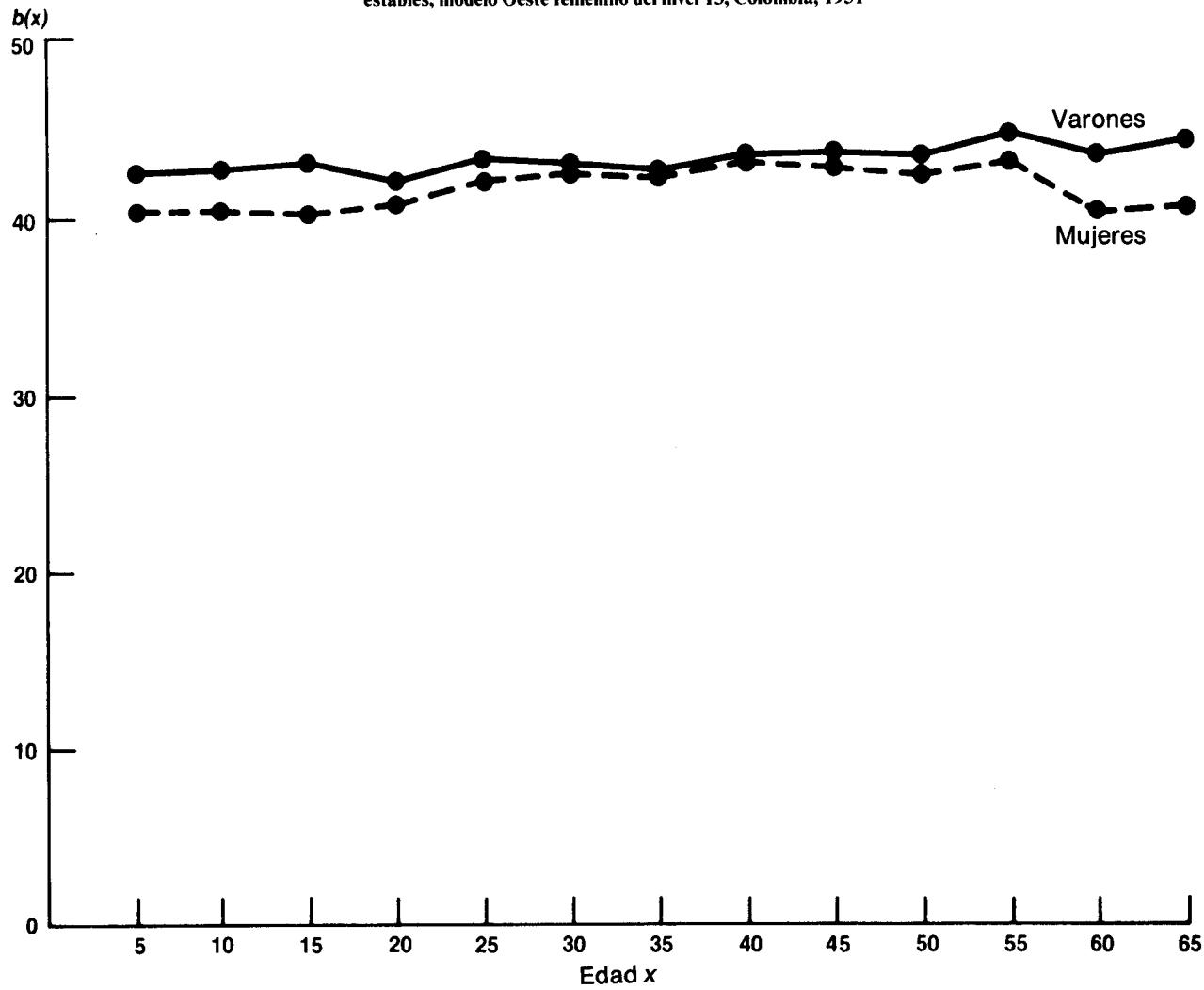
y

$$N = 55{,}793+56{,}494 = 112{,}287$$

CUADRO 149. POBLACIÓN POR GRUPOS DE EDAD Y SEXO, COLOMBIA, 1951
*(Centenares)*

| *Grupo de edad (1)* | *Varones (2)* | *Mujeres (3)* |
|---|---|---|
| 0-1 ..... | 2 097 | 2 009 |
| 1-4 ..... | 7 416 | 7 209 |
| 5-9 ..... | 7 944 | 7 690 |
| 10-14 ..... | 6 841 | 6 578 |
| 15-19 ..... | 5 451 | 6 054 |
| 20-24 ..... | 5 324 | 5 506 |
| 25-29 ..... | 4 093 | 4 472 |
| 30-34 ..... | 3 423 | 3 373 |
| 35-39 ..... | 3 176 | 3 342 |
| 40-44 ..... | 2 485 | 2 398 |
| 45-49 ..... | 1 936 | 1 967 |
| 50-54 ..... | 1 831 | 1 756 |
| 55-59 ..... | 1 104 | 1 057 |
| 60-64 ..... | 1 073 | 1 169 |
| 65-69 ..... | 615 | 633 |
| 70-74 ..... | 460 | 572 |
| 75-79 ..... | 238 | 274 |
| 80-84 ..... | 166 | 248 |
| 85+ ..... | 120 | 187 |
| TOTAL | 55 793 | 56 494 |

**Figura 20. Secuencias de las estimaciones de la tasa de natalidad, *b(x)*, obtenidas de poblaciones estables, modelo Oeste femenino del nivel 13, Colombia, 1951**




CUADRO 150. PROPORCIÓN ACUMULADA POR DEBAJO DE LA EDAD *x* PARA VARONES Y MUJERES, Y TASAS DE NATALIDAD CORRESPONDIENTES EN POBLACIONES ESTABLES AJUSTADAS, MODELO OESTE FEMENINO, NIVEL 13, COLOMBIA, 1951

| | *Proporción por debajo de la edad x C(x)* | | *Tasa de natalidad estable b(x)* | |
|---|---|---|---|---|
| *Edad (1)* | *Varones (2)* | *Mujeres (3)* | *Varones (4)* | *Mujeres (5)* |
| 5 | 0.1705 | 0.1632 | 0.04252 | 0.04048 |
| 10 | 0.3129 | 0.2993 | 0.04281 | 0.04048 |
| 15 | 0.4355 | 0.4157 | 0.04303 | 0.04028 |
| 20 | 0.5332 | 0.5229 | 0.04225 | 0.04089 |
| 25 | 0.6286 | 0.6203 | 0.04320 | 0.04210 |
| 30 | 0.7020 | 0.6995 | 0.04305 | 0.04271 |
| 35 | 0.7633 | 0.7592 | 0.04283 | 0.04221 |
| 40 | 0.8203 | 0.8184 | 0.04355 | 0.04322 |
| 45 | 0.8648 | 0.8608 | 0.04376 | 0.04296 |
| 50 | 0.8995 | 0.8956 | 0.04350 | 0.04253 |
| 55 | 0.9323 | 0.9267 | 0.04462 | 0.04311 |
| 60 | 0.9521 | 0.9454 | 0.04340 | 0.04052 |
| 65 | 0.9713 | 0.9661 | 0.04413 | 0.04074 |

Por lo tanto

$$C(15) = 47{,}784/112{,}287 = 0.4256$$

El valor equivalente sólo para varones es $C_m(15) = 0{,}4355$.

*Paso 2: cálculo de la tasa de crecimiento intercensal.* La tasa de crecimiento anterior a 1951 se considera igual a la tasa de incremento intercensal observada entre 1938 y 1951. Las tasas de crecimiento que corresponden a los cambios en el volumen de la población entre cada par de censos consecutivos figuran en la columna (5) del cuadro 148. Se usó la ecuación (D.1) en todos los casos para calcular esas tasas de crecimiento (véase paso 2 en la subsección D.3); la tasa media anual de crecimiento durante el período 1938-51, por ejemplo, es

$$r_o = \ln[11{,}548{,}172/8{,}701{,}816]/12.9260 = 0.0219$$

Adviértase que la longitud del intervalo intercensal se calcula en años, por lo que meses y días aparecen como fracciones decimales de un año. Es importante expresar partes de año con esas fracciones decimales, ya que redondear la longitud de los períodos intercensales a un número entero de años puede introducir sesgos importantes en la tasa de crecimiento estimada.

Las tasas de crecimiento que figuran en el cuadro 148 distan de ser constantes o coherentes, siendo la del

período 1928-1938 especialmente desacorde con las demás. Como los resultados del censo de 1928 fueron rechazados por el Congreso de Colombia debido a su mala calidad, no es sorprendente encontrar que las tasas de crecimiento calculadas usando sus resultados resultan sospechosas. De hecho, el censo de 1928 debería ser ignorado y una tasa de crecimiento para el período 1918-1938 debería obtenerse en base a la información que brindan los censos de esos dos años. Así,

$$r = \ln[8{,}701{,}816/5{,}855{,}077]/(10.0932+9.5479) = 0.0202$$

Si este valor se colocara en la columna (5) en lugar de los calculados en base a la defectuosa información de 1928, las tasas de crecimiento observadas desde 1912 a 1951 serían bastante similares. En tales circunstancias, parece razonable aceptar a la población colombiana de 1951 como aproximadamente estable, con una tasa anual de crecimiento de 0,0219.

*Paso 3: identificación de la población estable con proporción de menos de 15 años de edad y tasa de crecimiento iguales a las de la población estudiada.* El proceso de identificación es bastante sencillo y se hace sólo una vez en detalle. Aunque en términos estrictos, deberían usarse poblaciones estables modelo derivadas de tablas de vida relativas a ambos sexos combinados como base para la identificación, la utilización de las correspondientes a un solo sexo resulta expeditiva y razonablemente satisfactoria. La proporción de menos de 15 años, $C(15)$, para ambos sexos combinados se calculó en el paso 1 y ascendía a 0,4256. Como la tasa de crecimiento estimada es 0,0219, lo primero que hay que hacer es identificar los niveles $\nu$ y $\nu + 1$ de suerte que, para esta tasa de crecimiento, $C_\nu(15)$ sea menor o igual al $C(15)$ observado y $C_{\nu+1}(15)$ mayor o igual al observado. El cuadro 151 muestra cómo se realiza esta tarea. Tal como se explica en el procedimiento de cálculo, la interpolación se hace primero a un determinado nivel (digamos, 8) usando la tasa de crecimiento estimada (0,0219 en este caso) con el fin de obtener el valor de $C(15)$. Este proceso corresponde a interpolar entre los renglones del cuadro 151. Luego, una vez que se dispone de los valores de $C_8(15)$ y $C_9(15)$ para $r$ = 0,0219 (0,4321 y 0,4244, respectivamente), se identifica el nivel correspondiente al $C(15)$ declarado interpolando a lo largo del último renglón de valores de $C(15)$ que figuran en el cuadro 151. El nivel resultante es 8,84.

CUADRO 151. IDENTIFICACIÓN DE LA POBLACIÓN ESTABLE FEMENINA, MODELO OESTE, CONSISTENTE CON UNA PROPORCIÓN DE MENOS DE 15 AÑOS, $C(15)$, DE 0,4256 Y UNA TASA DE CRECIMIENTO, $r$, DE 0,0219, COLOMBIA, 1951

| | *Nivel de mortalidad Oeste* | | |
|---|---|---|---|
| *Tasa de crecimiento* (1) | *8 C(15)* (2) | *9 C(15)* (3) | *8,84 C(15)* (4) |
| 0.0200 | 0.4192 | 0.4114 | - |
| 0.0250 | 0.4532 | 0.4456 | - |
| 0.0219 | 0.4321 | 0.4244 | 0.4256 |

*Paso: 4: estimación de otros parámetros demográficos.* A continuación se calculan los diferentes parámetros de interés para una población estable que crezca a una tasa anual de 0,0219 y esté sujeta a un patrón de mortalidad igual al del nivel 8,84 de las tablas de vida modelo Oeste femenino:

a) *Esperanza de vida a los 5 años, ambos sexos.* Usando 8,84 como nivel representativo, $e_5$ puede estimarse interpolando entre los valores $e_5$ de las tablas de vida modelo Oeste femeninas a los niveles 8 y 9. Así

$$e_5 = 0.16(48.18)+0.84(49.75) = 49.50$$

donde 48,18 y 49,75 son los valores de la esperanza de vida a los 5 años de edad para los niveles 8 y 9, respectivamente, de las tablas indicadas. Adviértase que aunque el valor de $e_5$ presentado antes se obtiene de tablas modelo "femeninas", como se deduce de $C(15)$ para ambos sexos se referirá a los dos. Sin embargo, su precisión dependerá de lo bien que el patrón de mortalidad Oeste para mujeres se aproxime al de ambos sexos en la población observada.

b) *Estimación de la esperanza de vida al nacer para ambos sexos.* El proceso seguido es idéntico al presentado antes, sólo que se usa $e_0$ en lugar de $e_5$. En este caso,

$$e_0 = 0.16(37.5)+0.84(40.0) = 39.6$$

Una vez más, esta estimación del parámetro se refiere a ambos sexos ya que $C(15)$ corresponde a los dos. Téngase en cuenta que esta estimación es sensible a la relación entre mortalidad en la niñez y mortalidad adulta.

c) *Tasa de natalidad para ambos sexos.* En las poblaciones estables femeninas de los niveles 8 y 9, respectivamente, las tasas de natalidad consistentes con una tasa de crecimiento de 0,0219 se calculan por interpolación. Por ejemplo, a nivel 8,

$$b_8 = 0.62(0.04572)+0.38(0.05115) = 0.04778$$

A nivel 9, $b_9$ es 0,04532. Por lo tanto, a nivel 8,84,

$$b_s = 0.16(0.04778)+0.84(0.04532) = 0.04571;$$

d) *Tasa de mortalidad para ambos sexos.* La tasa de mortalidad se obtiene ahora restando la tasa de crecimiento de la tasa de natalidad:

$$d_s = b_s - r_s = 0.04571 - 0.02190 = 0.02381;$$

e) *Tasa de mortalidad para personas de más de 5 años.* Este parámetro se obtiene siguiendo un proceso de interpolación muy similar al usado para calcular la tasa de natalidad. Así, a nivel 8,

$$d_8(5+) = 0.62(0.01467)+0.38(0.01362) = 0.01427$$

A nivel 9, $d_9(5+)$ = 0,01351. Por tanto, al nivel 8,84,

$$d_s(5+) = 0.16(0.01427)+0.84(0.01351) = 0.01363;$$

f) *Tasa de natalidad por sexo.* La tasa de natalidad para cada sexo por separado puede obtenerse de la de ambos sexos cuando el índice de masculinidad al nacer, (*SRB*), y el índice de masculinidad de la población, (*SRP*), se conozcan. En el caso de Colombia, los datos sobre bautismos por sexo que figuran en el cuadro 152 implican un índice de masculinidad al nacer de 1,054, similar al observado en poblaciones con datos fidedignos. Según el cuadro 149, el índice de masculinidad de la población es 0,9876. Así, la tasa de natalidad masculina, $b_m$, es

$$b_m = b_s \frac{(1.0+1.0/SRP)}{(1.0+1.0/SRB)} = (0.04571)(1.0327) = 0.04721$$

y la tasa de natalidad femenina es

$$b_f = b_s \frac{(1.0+SRP)}{(1.0+SRB)} = (0.04571)(0.9677) = 0.04423;$$

g) *Tasa de mortalidad por sexo.* Las tasas de mortalidad por sexo se obtienen por sustracción, suponiendo que cada sexo tiene la misma tasa de crecimiento, $r = 0{,}02190$. Por tanto,

$$d_m = 0.04721 - 0.02190 = 0.02531$$

y

$$d_f = 0.04423 - 0.02190 = 0.02233$$

Los diferenciales por sexo que implican estas tasas de mortalidad, deberían, sin embargo, interpretarse con bastante cautela.

CUADRO 152. NÚMERO DE BAUTISMOS, POR SEXO Y AÑO EN QUE SE CELEBRARON, COLOMBIA, 1950-1952

| *Año* (1) | *Número de bautismos* | | *Indice de masculinidad* (4) |
|---|---|---|---|
| | *Niños* (2) | *Niñas* (3) | |
| 1950 | 212 133 | 201 588 | 1.052 |
| 1951 | 215 699 | 203 685 | 1.059 |
| 1952 | 223 474 | 213 932 | 1.050 |
| TOTAL | 651 306 | 618 205 | 1.054 |

### 5. *Comentario sobre el ejemplo detallado*

Las estimaciones de parámetros demográficos obtenidas en esta sección para Colombia son probablemente las mejores que cabe lograr con los datos disponibles. Sin embargo, tal como se señaló antes, es probable que algunas de ellas sean más fiables que otras. Usando $C(15)$ y $r$, es casi seguro que los indicadores globales de la mortalidad por encima de los 5 años de edad se estimen con mayor fiabilidad. Los indicadores de la mortalidad general o de la fecundidad deberían tratarse con más cautela, considerándose como menos fidedignas las estimaciones cuyo cálculo depende del índice de masculinidad de la población.

# *Capítulo VIII*

# ESTIMACION DE LA FECUNDIDAD POR METODOS DE RETROPROYECCION

## A. Antecedentes de los métodos

### 1. *Significado de la retroproyección*

En una población cerrada, las personas que actualmente tienen $x$ años de edad son precisamente los supervivientes de los nacimientos que se produjeron hace $x$ años. De este hecho se infiere fácilmente que el número de nacimientos que tuvieron lugar hace $x$ años puede estimarse usando probabilidades de supervivencia de las tablas de vida para "resucitar" numéricamente a aquellos que ya no están presentes en la población de $x$ años. Este método de estimación se conoce como "retroproyección" porque la población que cuenta ahora con $x$ años se hace "sobrevivir" o "se proyecta hacia atrás" hasta la edad $x - t$, desplazándola con una tabla de vida adecuada, $t$ años hacia el pasado.

Resulta patente de inmediato que si se dispone de la distribución por edades simples de una población enumerada al tiempo $t_0$, es potencialmente posible estimar el número de nacimientos ocurridos durante cada uno de los 15 ó 20 años anteriores a $t_0$. Los métodos que explotan esta posibilidad se describen en este capítulo. Antes de proceder a su descripción, conviene señalar que todos ellos dependen mucho de la precisión de la distribución por edades declarada de la población en estudio. Errores en la declaración de la edad o diferencias en la calidad de la enumeración de ciertos grupos de edad, especialmente los más jóvenes, sesgarán sin duda las estimaciones obtenidas. Como esas deficiencias son muy frecuentes en los conjuntos de datos disponibles, los métodos de retroproyección a menudo no resultan eficaces para producir estimaciones de fecundidad fiables. Su utilidad depende sobre todo de que brindan estimaciones independientes de la fecundidad que pueden usarse para evaluar las obtenidas por otros medios.

### 2. *Organización de este capítulo*

En este capítulo sólo se presentan dos métodos de estimación basados en la retroproyección. El primero ilustra el principio básico en que se fundamentan otros procedimientos más complejos. Permite estimar la tasa de natalidad media durante los cinco ó 10 años anteriores a la enumeración de la población cuando ésta está clasificada por grupos quinquenales de edad. Las variaciones de este método básico obedecen esencialmente a la creciente cuantía de datos disponibles o al detalle cada vez mayor con el que se clasifican. El segundo método presentado aquí depende de este último aspecto, ya que requiere tabulaciones detalladas de niños enumerados, clasificados tanto por su edad como por la de su madre. Para ayudar al usuario a seleccionar el método apropiado para cada caso, el cuadro 153 muestras los datos necesarios y los tipos de estimaciones que se

Cuadro 153. Guía esquemática del contenido del capítulo VIII

| *Sección* | *Tipo de datos empleados* | *Parámetros estimados* |
|---|---|---|
| B. Estimación de la tasa de natalidad por retroproyección de la población de menos de 10 años | Población enumerada de menos de 10 años clasificada por grupos quinquenales de edad<br>Población total enumerada en dos momentos, o aquélla enumerada en un momento y su tasa de crecimiento<br>Probabilidades de supervivencia en la niñez ($l(2)$, $l(3)$ ó $l(5)$, por ejemplo) | La tasa de natalidad promedio durante los dos quinquenios inmediatamente anteriores al momento de la enumeración |
| C. Método de hijos propios para estimar la fecundidad | Población enumerada de menos de 10 ó 15 años, clasificada por años simples de edad y años simples de edad de la madre<br>Niños de menos de 10 ó 15 años de los que se desconoce la edad de la madre, clasificados por años simples de su propia edad<br>Mujeres de 15 a 59 o de 15 a 64, clasificadas por años simples de edad<br>Probabilidades de supervivencia en la niñez<br>Probabilidades de supervivencia femenina adulta (una tabla de vida para mujeres) | Tasas de fecundidad por edades para cada uno de los 10 ó 15 años anteriores a la enumeración<br>Fecundidad global para cada uno de los 10 ó 15 años anteriores a la enumeración |

obtienen en cada caso; y a continuación se indican las secciones que describen esos métodos:

*Sección B. Estimación de las tasas de natalidad mediante la retroproyección de la población de menos de 10 años.* Esta sección presenta el método básico de retroproyección. Requiere como insumo la población clasificada por grupos quinquenales de edad y probabilidades de supervivencia relativas a la niñez;

*Sección C. El método de hijos propios para estimar la fecundidad.* Este método permite estimar tasas de fecundidad por edades para cada año de los 10 ó 15 anteriores al momento de la enumeración. Requiere que los niños enumerados estén clasificados por edad de la madre al momento de la enumeración.

## B. Estimación de las tasas de natalidad por retroproyección de la población de menos de 10 años

### 1. *Fundamento y justificación del método*

La estimación del número de nacimientos ocurridos $x$ años antes de la enumeración de la población de edad $x$ es una posibilidad bien conocida que ha sido ampliamente explotada. Sin embargo, la práctica ha mostrado que las estimaciones obtenidas de esa manera a menudo no resultan muy útiles debido a los serios errores de declaración de edad que generalmente afectan a los datos básicos. Estos problemas cobran especial importancia cuando los datos retroproyectados están clasificados por años simples de edad, ya que es probable que el redondeo de edades produzca altibajos espúreos en las estimaciones obtenidas. Asimismo, como los censos muchas veces no enumeran a todos los niños, especialmente los de menos de un año, es frecuente que el número estimado de nacimientos referidos al año o los dos años inmediatamente anteriores al momento de la enumeración sea demasiado bajo.

Con el fin de evitar algunos de estos problemas o minimizar sus efectos sobre las estimaciones finales, se usan muchas veces datos agrupados. Los grupos quinquenales de edad suelen ser los que se eligen, y permiten estimaciones del número medio anual de nacimientos ocurridos durante los dos quinquenios inmediatamente anteriores al momento de la enumeración. De acuerdo a las observaciones hechas antes, es probable que el número medio anual de nacimientos estimados al proyectar hacia atrás la población de 0 a 4 años subestime el número real de nacimientos ocurridos durante el quinquenio inmediatemente anterior a la enumeración. Una estimación mejor puede obtenerse de la retroproyección de la población del grupo de 5 a 9 años. Sin embargo, es probable que las estimaciones del número de nacimientos obtenidas de la población de 5 a 9 años se vean más afectadas por errores en la estimación de la mortalidad y también exageradas por errores en la declaración de la edad (acumulación en los 5 años, por ejemplo).

Además de ser muy sensible a la presencia de declaraciones defectuosas de edad, la estimación de la fecundidad mediante la retroproyección también dependerá del tipo de estimaciones de mortalidad usadas. Por su mismo carácter, la retroproyección no puede hacerse sin una tabla de vida que abarque al menos la niñez; y casi todos los países que necesitan estimaciones de la fecundidad por el método de retroproyección carecen de información adecuada que permita construir directamente tablas de vida aceptables. Por tanto, la retroproyección se aplica muchas veces en conjunción con otros métodos, particularmente aquellos que permiten la estimación indirecta de la mortalidad en la niñez (véase capítulo III). Todos estos métodos suponen que el patrón de mortalidad de la población estudiada se ajusta a un determinado modelo. Como es de esperar, la selección del modelo afectará las estimaciones de fecundidad obtenidas mediante la retroproyección, siendo los efectos diferenciales mayores cuanto más hacia el pasado se proyecte la población observada.

A pesar de todas estas advertencias, la estimación de la tasa de natalidad mediante la retroproyección se describe aquí debido a su importancia tradicional y porque brinda un valioso instrumento para detectar inconsistencias. Por ejemplo, supóngase que $b_1$, estimación de la tasa de natalidad obtenida independientemente para el quinquenio anterior a un censo, es inferior a $b_2$, estimación obtenida por retroproyección de la población de 0 a 4 años. Como $b_2$ suele ser un límite inferior de la tasa de natalidad, toda estimación para el mismo período inferior a ella resultará sospechosa. También hay que explorar, claro está, la posibilidad de haber sobrestimado el nivel de mortalidad usado en la retroproyección de la población de 0 a 4 años.

También es posible incrementar la utilidad de los procedimientos de retroproyección cuando pueden aplicarse a una serie de censos para obtener estimaciones de períodos que se traslapan. En tales circunstancias, vale la pena retroproyectar las poblaciones de grupos de edad mayores que los tradicionales de 0 a 4 y 5 a 9 con el fin de obtener una gama de estimaciones de la tasa de natalidad para determinados períodos. Así, si se dispone de tres enumeraciones censales a intervalos de 10 años, pueden hacerse tres estimaciones de las tasas de natalidad durante los períodos desde cero a cuatro años y desde cinco a nueve años antes del primer censo. Para el quinquenio anterior al primer censo, las estimaciones se basan en la población de 0 a 4 años del primer censo, 10 a 14 del segundo y 20 a 24 del tercero, mientras que para el período de cinco a nueve años antes del primer censo, las estimaciones de la tasa de natalidad se basan en la población de 5 a 9 años del primer censo, 15 a 19 del segundo y 25 a 29 del tercero. Este procedimiento ha sido aplicado por Shorter y Macura[1] a los censos quinquenales de Turquía levantados entre 1935 y 1975.

Esta extensión del método básico requiere considerablemente más información que el procedimiento más sencillo. Cuanto mayor sea la edad de la población que se considere, mayor será la influencia de las estimacio-

[1] Frederic C. Shorter y Miroslav Macura, *Trends in Fertility and Mortality in Turkey, 1935-1975*, Committee on Population and Demography Report No. 8 (Washington, D.C., National Academy Press, 1982).

nes de supervivencia usadas para calcular el número de nacimientos que representan los supervivientes, y de las estimaciones de la tasa de crecimiento usada para obtener los denominadores de población. En casi todos los países en desarrollo, se conoce sólo de forma vaga el nivel de mortalidad en la niñez en los años cuarenta o cincuenta; por lo tanto, la retroproyección de un censo reciente durante unos 30 años, o la de un censo anterior durante un período más breve, estarán plagadas de incertidumbre. La consistencia entre estimaciones para los distintos períodos no podrá interpretarse como prueba de su validez, ya que todo error cometido al especificar los riesgos de mortalidad en el pasado afectará a todas las estimaciones en la misma dirección. La migración también representa un problema; y cualquier información que sugiera un nivel apreciable de migración durante el período que se está considerando obligará a intentar algún ajuste, no sólo a nivel agregado sino también a nivel de cada grupo de edad. Por el lado positivo, los efectos de errores en la declaración de la edad deberían reducirse considerando datos de varios censos, ya que grupos de edad diferentes determinan estimaciones distintas para el mismo período; no obstante, es posible que una secuencia de intervalos intercensales de 10 años, combinada con una gran acumulación en las edades terminadas en cero, produzca estimaciones consistentemente elevadas de la tasa de natalidad para los períodos determinados por grupos de edad que empiezan en edades múltiplos de 10 (excepto para la estimación basada en la población de 0 a 4 años), y tasas de natalidad consistentemente bajas para los demás períodos, asociados con grupos de edad que empiezan en edades múltiplos de cinco (excepto quizá para el grupo de 5 a 9 años). Dada una gama de estimaciones de la tasa de natalidad para cada período, se suscita el problema de cómo llegar a una estimación "óptima"; la posibilidad más obvia es tomar el promedio de las estimaciones disponibles, aunque teniendo en cuenta el carácter probable de los errores posibles, la mediana podría ser una mejor selección. Hay que señalar que los cambios en la cobertura de la enumeración entre un censo y el siguiente tendrán efectos relativamente menores sobre el procedimiento, siempre que las distribuciones por edad no cambien pronunciadamente de un censo a otro y que no se use la supervivencia intercensal como base para estimar las probabilidades de supervivencia.

### 2. *Datos requeridos*

Para aplicar este método se necesitan los datos siguientes:

*a*) La población de menos de 10 años, clasificada por edad (bastan grupos quinquenales, aunque son preferibles datos por años simples) y por sexo;

*b*) Población total al momento de la enumeración, $t_0$;

*c*) Una estimación de la tasa de crecimiento;

*d*) Estimaciones de los parámetros de mortalidad que permitan construir una tabla de vida hasta los 10 años. Es adecuado un valor de $l(2)$ obtenido de información sobre hijos nacidos vivos e hijos supervivientes (véase capítulo III).

### 3. *Procedimiento de cálculo*

A continuación se describen los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de los años-persona vividos según la tabla de vida.* Con el fin de retroproyectar hasta el nacimiento la población de los grupos de edad 0 a 4 y 5 a 9, sólo se necesitan valores de ${}_5L_0$ y ${}_5L_5$, años-persona vividos por la población estacionaria que constituye la tabla de vida entre el nacimiento y la edad exacta 5, y entre los 5 años y la edad exacta 10, respectivamente. Por lo general, aunque no necesariamente, esos valores se obtienen suponiendo que el nivel de mortalidad asociado con $l(2)$ permaneció constante durante los 10 años anteriores a la enumeración. Bajo esa hipótesis, el cálculo de ${}_5L_0$ y ${}_5L_5$ se hace por interpolación entre los valores impresos de las tablas de vida modelo de Coale y Demeny[2]. La familia de modelos seleccionada, claro está, debería ser la que se usó para estimar $l(2)$. En algunos casos, el nivel de mortalidad seleccionado puede ser el promedio de los asociados con los valores de $l(2)$, $l(3)$ y $l(5)$ obtenidos como estimación indirecta de la mortalidad en la niñez (véase capítulo III). Este nivel promedio puede representar más de cerca el verdadero nivel de mortalidad vigente durante el decenio anterior a la enumeración, en especial cuando haya información que sugiera un descenso reciente de la mortalidad en la niñez.

*Paso 2: estimación de las poblaciones a mitad de período.* Como este método permite estimar una tasa anual media de natalidad para los períodos desde $t_0 - 5$ a $t_0$ y desde $t_0 - 10$ a $t_0 - 5$, siendo $t_0$ la fecha de la enumeración, se requiere una estimación de la población total en los puntos medios de esos períodos. Para obtenerla, quizá el modo más sencillo sea usar la ecuación

$$N_M = N_0 \exp[r\ (t_M - t_0)] \qquad \text{(B.1)}$$

donde $t_M$ es el punto medio del período que se está considerando; $N_0$ es el recuento total producido por la enumeración; y $r$ es una estimación de la tasa de crecimiento. Como de costumbre, la tasa de crecimiento se estima a partir de la población total en dos momentos, $t_0$ y $t_1$. En tal caso

$$r = \ln [N_1/N_0]/(t_1 - t_0) \qquad \text{(B.2)}$$

donde $N_1$ es el recuento total en el momento $t_1$ y $N_0$ el del momento $t_0$.

Hay, claro está, varios otros modos de estimar una población a mitad de período; pero, por lo general, la calidad de los datos básicos no justifica el uso de procedimientos más complejos. Por tal motivo, no se describen aquí.

[2] Ansley J. Coale y Paul Demeny, *Regional Model Life Tables and Stable Populations* (Princeton, New Jersey, Princeton University, 1966).

*Paso 3: estimación de las tasas anuales medias de natalidad para los dos quinquenios anteriores al censo.* El número anual medio de nacimientos para el primer período, desde $t_0 - 5$ a $t_0$, es

$$B_1 = {}_5N_0/{}_5L_0 \qquad \text{(B.3)}$$

donde ${}_5N_0$ es la población en el grupo de edad de 0 a 4; y ${}_5L_0$ es la estimación de los años-persona obtenida en el paso 1.

Para el período de $t_0 - 10$ a $t_0 - 5$, el número anual medio equivalente de nacimientos es

$$B_2 = {}_5N_5/{}_5L_5 \qquad \text{(B.4)}$$

donde ${}_5N_5$ es la población en el grupo de edad de 5 a 9. Si el radical, $l(0)$, de la tabla de vida que se está usando no fuera uno, las ecuaciones (B.3) y (B.4) tendrían que modificarse como sigue:

$$B_1 = {}_5N_0\, l(0)/{}_5L_0$$

y

$$B_2 = {}_5N_5\, l(0)/{}_5L_5 \qquad \text{(B.5)}$$

Una vez calculados $B_1$ y $B_2$, la tasa de natalidad para cada período se obtiene dividiendo esos valores por las correspondientes poblaciones de mitad de período calculadas en el paso 2.

### 4. *Un ejemplo detallado*

Se usan datos procedentes del censo de 1960 del Brasil para ilustrar la aplicación de este método. A continuación se describen los pasos del procedimiento.

*Paso 1: cálculo de los años-persona vividos según la tabla de vida.* Los datos sobre hijos nacidos vivos e hijos supervivientes recogidos por el censo de 1960 del Brasil se usaron en la subsección E.4 b) del capítulo III para estimar probabilidades de supervivencia en la infancia con respecto al modelo Oeste. En la subsección C.5 del capítulo VII, sin embargo, se indica que el modelo Sur brinda una mejor representación de la mortalidad de la niñez en ese país. Por tanto, para obtener estimaciones de ${}_5L_0$ y de ${}_5L_5$, se volvió a estimar $l(2)$ usando el modelo Sur. Su valor, 0,8491, es consistente con el nivel de mortalidad 15,21 en la familia Sur de las tablas de vida modelo. Se usa ahora ese nivel para estimar ${}_5L_0$ y ${}_5L_5$ por interpolación. En el cuadro 154 figuran los valores de ${}_nL_x$ que aparecen en las tablas de vida modelo de Coale y Demeny en los niveles 15 y 16.

CUADRO 154. VALORES DE AÑOS-PERSONA VIVIDOS DESDE LA EDAD EXACTA $x$ HASTA LA $(x) + 5$, POR UNA POBLACIÓN ESTACIONARIA, TABLAS DE VIDA DEL MODELO SUR

| *Años-persona vividos* (1) | *Varones* | | *Mujeres* | |
|---|---|---|---|---|
| | *Nivel 15* (2) | *Nivel 16* (3) | *Nivel 15* (4) | *Nivel 16* (5) |
| ${}_1L_0$ ..... | 0.9164 | 0.9229 | 0.9271 | 0.9329 |
| ${}_4L_1$ ..... | 3.3204 | 3.3851 | 3.3726 | 3.4360 |
| ${}_5L_5$ ..... | 4.0161 | 4.1163 | 4.0832 | 4.1315 |

Como las tablas de vida modelo de Coale-Demeny sólo contienen ${}_1L_0$ y ${}_4L_1$, se necesita calcular ${}_5L_0$ sumando esos valores. Por tanto, para varones,

$${}_5L_0^{15} = {}_1L_0^{15} + {}_4L_1^{15} = 0.9164 + 3.3204 = 4.2368$$

y

$${}_5L_0^{16} = 0.9229 + 3.3851 = 4.3080$$

Usando estos valores, se puede hacer ahora la interpolación tal como se muestra a continuación:

$${}_5L_0^{m} = 0.79(4.2368) + 0.21(4.3080) = 4.2518$$

Se obtienen otros valores de ${}_5L_x$ de la misma manera. Figuran en las columnas (2) y (5) del cuadro 155.

*Paso 2: estimación de las poblaciones a mitad de período.* En el cuadro 156 figuran los recuentos de población producidos por los censos del Brasil desde 1950. Se presentan también las tasas de crecimiento intercensal para cada período y sexo. Se ha calculado cada tasa de crecimiento mediante la ecuación:

$$r = \ln [N_1/N_0]/(t_1 - t_0)$$

Así, por ejemplo, para varones durante el período 1950-1970, la tasa de crecimiento fue

$$r = \ln [45{,}754{,}659/25{,}885{,}001]/20.167 = 0.0282$$

El examen del conjunto de tasas de crecimiento que figura en el cuadro 156 muestra que el crecimiento de la población en el Brasil disminuyó algo durante el período 1960-1970. La tasa de crecimiento menor para varones observada durante ese período, sin embargo, parece sospechosa. Las diferencias por sexo en las tasas de crecimiento disminuyen cuando se considera un período de 20 años. Como hay razones para creer que el censo de 1960 puede no ser de calidad comparable a los otros, la tasa de crecimiento seleccionada en este caso se basa en estimaciones para 1950-1970. La tasa de crecimiento

CUADRO 155. ESTIMACIÓN DEL NÚMERO DE NACIMIENTOS POR RETROPROYECCIÓN, BRASIL, 1960

*(En miles)*

| *Edad* $x$ (1) | *Varones* | | | *Mujeres* | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | *Años-persona vividos de* $x$ *a* $x+5$ ${}_5L_x^m$ (2) | *Población declarada (en miles)* ${}_5N_x$ (3) | *Número estimado de nacimientos (en miles)* $B_i$ (4) | *Años-persona vividos de* $x$ *a* $x+5$ ${}_5Lf_x$ (5) | *Población declarada (en miles)* ${}_5N_x$ (6) | *Número estimado de nacimientos (en miles)* $B_i$ (7) |
| 0..... | 4.2518 | 5 688 | 1 337.8 | 4.3142 | 5 506 | 1 276.3 |
| 5..... | 4.0371 | 5 171 | 1 280.9 | 4.1043 | 4 988 | 1 215.3 |

CUADRO 156. POBLACIÓN TOTAL EN LAS FECHAS DEL CENSO Y TASAS DE CRECIMIENTO INTERCENSAL POR SEXO, BRASIL

| Fecha del censo (1) | Población total | | Período intercensal (4) | Tasa de crecimiento | |
|---|---|---|---|---|---|
| | Varones (2) | Mujeres (3) | | Varones (5) | Mujeres (6) |
| 1 julio 1950 | 25 885 001 | 26 059 396 | 1950-1960 | 0.0298 | 0.0294 |
| 1 sept. 1960 | 35 059 546 | 35 131 824 | 1960-1970 | 0.0266 | 0.0282 |
| 1 sept. 1970 | 45 754 659 | 46 586 897 | 1950-1970 | 0.0282 | 0.0288 |

media para varones y mujeres, que asciende a 0,0285, se considera representativa de la tasa de crecimiento experimentada por la población brasileña en torno a 1960. Por tanto, las poblaciones a mediados de año deseadas se estiman por

$$N_1 = N_0\ [\exp -0.0285(2.5)]$$

y

$$N_2 = N_0\ [\exp -0.0285(7.5)]$$

donde $N_0$ es la población enumerada al momento del censo. Los valores de $N_0$ (la población en 1960) para cada sexo son 35.059.546 varones y 35.131.824 mujeres. Por tanto, $N_1$ y $N_2$ para varones (en miles) son:

$$N_1 = (35{,}060)(0.9312) = 32{,}647.9$$

$$N_2 = (35{,}060)(0.8076) = 28{,}314.5$$

Los correspondientes valores para las mujeres figuran en la columna (5) del cuadro 157.

*Paso 3: estimación de las tasas anuales medias de natalidad para los dos quinquenios anteriores al censo.* En el cuadro 155 figuran los números de varones y de mujeres enumerados en los grupos de edad 0 a 4 y 5 a 9, denotados por ${}_5N_x$. Usando las ecuaciones (B.3) y (B.4), se obtienen los nacimientos anuales medios para cada período. El caso de los nacimientos de varones se detalla a continuación:

$$B_1 = 5{,}688/4.2518 = 1{,}337.8$$

$$B_2 = 5{,}171/4.0371 = 1{,}280.9$$

Una vez estimado el número anual medio de nacimientos para cada período, el cálculo de las tasas de natalidad es inmediato. Por ejemplo, en el caso de varones:

$$b_1 = B_1/N_1 = 1{,}337.8/32{,}647.9 = 0.0410$$

$$b_2 = B_2/N_2 = 1{,}280.9/28{,}314.5 = 0.0452$$

Las correspondientes estimaciones para mujeres figuran en la columna (7) del cuadro 157.

Pueden obtenerse estimaciones para ambos sexos sumando los nacimientos masculinos y femeninos para cada período, y las poblaciones a mediados de año de varones y mujeres por separado. Entonces, como de ordinario, se hallan las tasas de natalidad como los cocientes de los nacimientos totales en un período con respecto a la población total a mediados del período. El cuadro 158 resume los resultados para ambos sexos.

Cuando las tasas de natalidad estimadas por retroproyección se comparan con las obtenidas al ajustar una población estable en la subsección C.5 del capítulo VII, $b_m = 0{,}0438$, $b_f = 0{,}0416$ y $b_t = 0{,}0427$, las estimaciones estables son en todos los casos superiores a las estimaciones por retroproyección para el quinquenio inmediatamente anterior al censo (como el censo tuvo lugar en septiembre de 1960, este período se extiende desde el 2 de septiembre de 1955 al 1° de septiembre de 1960 y se indica por 1956-1960). Sin embargo, las estimaciones estables son muy inferiores a las estimaciones por retroproyección para el período 1951-1955. Si se aceptan como verdaderas las estimaciones estables, parecería

CUADRO 158. TASAS DE NATALIDAD PARA AMBOS SEXOS COMBINADOS, ESTIMADAS POR RETROPROYECCIÓN, BRASIL, 1960

| Período $i$ (1) | Población estimada (en miles) $N_i$ (2) | Número estimado de nacimientos (en miles) $B_i$ (3) | Tasa de natalidad estimada $b_i$ (4) |
|---|---|---|---|
| 1 | 65 362.8 | 2 614.1 | 0.0400 |
| 2 | 56 687.1 | 2 496.2 | 0.0440 |

que tanto la población masculina como la femenina de edad 0 a 4 en 1960 fue subenumerada en aproximadamente el 6%, mientras que las del grupo de edad 5 a 9 fueron sobrenumeradas en cerca del 3%. Aunque parte del exceso aparente en el grupo de edad 5 a 9 puede haber sido causado por transferencias hacia arriba de niños más jóvenes, resulta claro que si las estimaciones estables son correctas, las transferencias solas no pueden explicar el déficit observado en el grupo de edad 0 a 4. Por tanto, debe aceptarse que o la fecundidad descendió

CUADRO 157. TASAS DE NATALIDAD POR SEXO, ESTIMADAS POR RETROPROYECCIÓN, BRASIL, 1960

| Período $i$ (1) | Varones | | | Mujeres | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Población estimada (en miles) $N_i$ (2) | Número estimado de nacimientos (en miles) $B_i$ (3) | Tasa de natalidad estimada $b_i$ (4) | Población estimada (en miles) $N_i$ (5) | Número estimado de nacimientos (en miles) $B_i$ (6) | Tasa de natalidad estimada $b_i$ (7) |
| 1 | 32 647.9 | 1 337.8 | 0.0410 | 32 714.9 | 1 276.3 | 0.0390 |
| 2 | 28 314.5 | 1 280.9 | 0.0452 | 28 372.6 | 1 215.3 | 0.0428 |

durante el período quinquenal inmediatamente anterior al censo de 1960 o que las estimaciones de la tasa de natalidad obtenidas por el procedimiento de retroproyección de la población de edad 0 a 4 constituyen un límite inferior para la verdadera tasa de natalidad de la población brasileña durante el período 1955-1959. Como suele ocurrir, esta última posibilidad es la más probable.

### C. El método de hijos propios para estimar la fecundidad

#### 1. *Fundamento y justificación del método*

El método de hijos propios permite estimar tasas de fecundidad por edades para los 10 ó 15 años anteriores a un censo o encuesta a partir de información sobre el número de niños enumerados clasificados por años simples de edad y años simples de edad de la madre. Con el fin de obtener las estimaciones de fecundidad por edad deseadas, el método de hijos propios requiere que esos niños se retroproyecten al momento de su nacimiento. Puede contemplarse, por tanto, como una aplicación específica del método presentado en la sección precedente. El punto en el que difieren más los dos métodos es en el tipo de datos que necesitan, y probablemente la mayor innovación introducida por los proponentes del método de hijos propios es la explotación de la información censal poco usada[3]. Ciertamente, la "tabulación de hijos propios" (hijos por años simples de edad y años simples de edad de la madre) que constituye la base de este método sólo puede hacerse si los niños enumerados son vinculados de algún modo a sus madres. Cuando el método fue propuesto por primera vez, los censos no incluían de ordinario una pregunta directa que hiciese esa vinculación. Fue por tanto necesario inferir el vínculo madre-hijo a partir de información sobre la relación con el jefe del hogar y a partir de la compatibilidad entre la edad de la presunta madre y la de sus hijos. Por tanto, el método original de hijos propios es más que un procedimiento de estimación; comprende también un conjunto de criterios para hacer la vinculación madre-hijo en cualquier caso dado. Como el proceso de vinculación cae fuera del alcance de este Manual, y como en censos y encuestas recientes se ha incluido una pregunta identificando a la madre de cada niño enumerado (haciendo innecesaria la vinculación posterior), los criterios correspondientes no se presentan aquí.

Como se mencionó anteriormente, las tasas de fecundidad por edades se estiman esencialmente por retroproyección de los niños enumerados hasta el momento de su nacimiento. Por tanto, esas estimaciones no son usualmente tan suaves como se quisiera ya que, como en el caso en que la retroproyección se usa para estimar tasas de natalidad por años simples, éstas se derivan de los niños clasificados por años simples de edad, por lo que el grado diferencial de cobertura por edad, las declaraciones erróneas de edad y el redondeo de edades las afectarán sustancialmente. Por tanto, no resulta insólito encontrar que las tasas de fecundidad estimadas para el año inmediatamente anterior al momento de la enumeración son demasiado bajas o que las obtenidas a partir de los niños de cinco ó 10 años de edad son muy altas. Promediar los resultados que se refieren a grupos de edad contiguos es un modo de reducir los efectos de los errores en la declaración de edad.

El método de hijos propios es atractivo porque permite una estimación detallada de la fecundidad a partir de datos que son casi siempre recogidos por censos, porque no depende de hipótesis alguna acerca de las tendencias de la fecundidad, y porque no es muy sensible a supuestos sobre cambios recientes en el nivel de mortalidad. Sin embargo, su aplicación requiere estimaciones detalladas de la mortalidad tanto de niños como de mujeres, relativas al menos a la década anterior al momento de la enumeración. Si sólo se usa un conjunto de tasas de mortalidad al retroproyectar la población, se supone implícitamente que la mortalidad ha permanecido constante durante el período considerado. Sin embargo, el método en sí mismo no requiere tal hipótesis y se es libre de usar diferentes tablas de vida para diversos períodos cuando exista información sobre cambios en la mortalidad.

El método de hijos propios resulta también atractivo porque, en principio, permite estimar la fecundidad en diferentes momentos y obtener así una idea tanto de tendencias como de niveles. La existencia de redondeo de la edad y de grados diferenciales de cobertura por edad, sin embargo, frustra a menudo estas esperanzas. Por ejemplo, dadas las conocidas deficiencias en las enumeraciones censales, se pecaría de ingenuo si la caída en las tasas de fecundidad durante los dos o tres años inmediatamente anteriores a un censo fuera interpretada como una prueba de la existencia de un descenso en la fecundidad. Es más probable que esa tendencia espúrea sea causada por la subenumeración de niños de corta edad.

En aplicaciones prácticas, el método de hijos propios suministra una estimación razonable del nivel de fecundidad (especialmente cuando sólo se consideran las estimaciones derivadas de niños mayores de 3 años) y una idea aproximada de las tendencias. En poblaciones donde la declaración de la edad es precisa (las de origen chino, por ejemplo), funciona notablemente bien. En aplicaciones tradicionales del método de hijos propios (donde la vinculación hijo-madre se hace en base a información indirecta), las estimaciones que produce tienden a verse afectadas por lo que se conoce como el "efecto abuela" causado por la asignación errónea de niños a sus abuelas. Este tipo de error se reduce cuando se hace una pregunta directa vinculando los niños a sus madres.

El método de hijos propios fue desarrollado originalmente para estudiar los diferenciales de fecundidad entre distintos subgrupos de una población[4]; y sigue siendo un instrumento importante para estudios de esa

[3] Lee-Jay Cho, "The own-children approach to fertility estimation: an elaboration", *International Population Conference, Liège, 1973* (Lieja, Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población, 1973), vol. 2, págs. 263 a 280.

[4] Lee-Jay Cho, Wilson H. Grabill y Donald J. Bogue, *Differential Current Fertility in the United States* (Chicago, University of Chicago, Community and Family Study Center, 1971).

índole. Sin embargo, al usarlo para tal fin deben tenerse presentes dos aspectos: primero, cuando hay motivos para creer que los subgrupos considerados están sujetos a diferentes niveles o patrones de mortalidad, es importante incorporar diferentes estimaciones de mortalidad para cada subgrupo en la aplicación del método; segundo, si las subpoblaciones que se estudian no son cerradas, se requerirá una interpretación cuidadosa de los resultados obtenidos. Por ejemplo, considérese la estimación de la fecundidad por el método de hijos propios para las poblaciones rural y urbana de un país en un momento dado, $t$. Cuando se retroproyecta la población urbana del momento $t$ al $t - a$, el resultado no representará nacesariamente a la población urbana al momento $t - a$. Las dos sólo serían iguales si la población urbana hubiera permanecido cerrada entre los momentos $t - a$ y $t$, o si no hubiera diferencia de fecundidad o mortalidad entre las poblaciones urbana y rural del país de que se trate.

Por último, hay que señalar que el método de hijos propios para estimar la fecundidad suministra valiosas estimaciones independientes de la fecundidad global que pueden usarse para evaluar la calidad o fiabilidad de las obtenidas por otros medios.

## 2. *Datos requeridos*

A continuación se describen los datos necesarios para aplicar este método:

*a*) Niños enumerados (personas menores de 15 años) cuya madre ha sido identificada, clasificados por años simples de su propia edad y años simples de edad de la madre.

*b*) Niños (personas menores de 15 años) cuya madre no pudo ser identificada, clasificados por años simples de edad.

*c*) Todas las mujeres (independientemente de si son madres), clasificadas por años simples de edad. En general, se necesitan estos datos sólo para el tramo de edad de $\eta$ a $\nu + \gamma$, donde $\eta$ y $\nu$ son los límites inferior y superior del período de edades reproductivas, respectivamente, y $\gamma$ es el número de grupos de edad usados para clasificar a los niños. Si se supone que $\eta$ y $\gamma$ son iguales a 15, y $\nu$ es igual a 49, el número de mujeres de 15 a 64 años, clasificadas por años simples de edad, es suficiente.

*d*) Estimaciones de la supervivencia en la niñez. En realidad, se necesitan las probabilidades de supervivencia desde el nacimiento hasta el grupo de edad de $x$ a $x + 1$, ${}_1L_x$, para $x = 1, 2, \ldots, 15$, y para aproximadamente los 15 años anteriores al momento de la enumeración. En la práctica, sin embargo, rara vez se dispone de un conjunto completo de ${}_1L_x$. Por tanto, el procedimiento de cálculo descrito a continuación incluye algunos pasos para calcular esas probabilidades a partir de otra información indirecta.

*e*) Estimaciones de la supervivencia de mujeres adultas. Una vez más, se requieren las probabilidades de supervivencia a partir de la edad $\eta$ hasta la edad exacta $x$, para $x = \eta + 1, \eta + 2, \ldots, \eta + \nu$ y para aproximadamente los 15 años anteriores al momento de enumeración. Se describen a continuación los métodos para calcularlas a partir de otra información indirecta.

## 3. *Procedimiento de cálculo*

Seguidamente se enumeran los pasos del procedimiento de cálculo:

*Paso 1: redistribución de los niños con madre no identificada.* Este paso sólo puede darse si los niños cuya madre no pudo ser identificada en la fase de vinculación (probablemente porque la madre murió o porque no vivía en el mismo hogar con su hijo o hijos) se tabulan por años simples de edad. Por lo general, es importante incorporar esos niños a la aplicación del método de hijos propios, ya que su eliminación conducirá con seguridad a subestimaciones de los niveles de fecundidad. El propósito de este paso es estimar la distribución probable de los niños sin madre con respecto a la edad que la madre tendría, en base a la información sobre niños cuya madre sí pudo ser identificada.

Si se denota por $U_x$ el número de niños de edad $x$ sin madre, y por $C_x^a$ los niños de edad $x$ cuya madre en el momento de la enumeración tenía $a$ años, puede obtenerse una estimación de $U_x^a$, número de niños sin madre cuya madre tendría $a$ años, mediante

$$U_x^a = C_x^a U_x / \sum_{a=\eta}^{\nu+\gamma} C_x^a \qquad \text{(C.1)}$$

donde $\eta$ y $\nu$ son los límites inferior y superior del período de procreación, respectivamente, y $\gamma$ es el número de grupos de edad usados en la clasificación de los niños.

Si se extiende la notación usada para que

$$C_x = \sum_{a=\eta}^{\nu+\gamma} C_x^a \qquad \text{(C.2)}$$

la ecuación (C.1) puede volverse a escribir como

$$U_x^a / U_x = C_x^a / C_x \qquad \text{(C.3)}$$

lo que indica algebraicamente que la distribución de niños de edad $x$ sin madre con respecto a la edad que ésta tendría es idéntica a la observada entre niños de edad $x$ cuyas madres fueron identificadas. A pesar de que esta identidad puede no darse exactamente en la realidad, parece la aproximación más razonable habida cuenta de los datos disponibles.

*Paso 2: estimación de las probabilidades de supervivencia de los niños.* Las probabilidades de supervivencia desde el nacimiento hasta el grupo de edad de $x$ a $x + 1$ para $x = 0, 1, 2, \ldots, (\gamma - 1)$, denotadas por ${}_1L_x$, son necesarias para retroproyectar los niños enumerados hasta el momento de su nacimiento. Según los datos disponibles, pueden obtenerse estimaciones de esas probabilidades por diversos procedimientos, de los que sólo uno se describe aquí. Se supone que se dispone de una buena estimación del nivel medio de la mortalidad en la niñez vigente en la población que se estudia durante aproximadamente los 15 años anteriores a la enumeración (véase capítulo III). Esta estimación puede venir

expresada como un nivel en cualquiera de las familias de Coale-Demeny de las tablas de vida modelo, o como un par de parámetros $\alpha$ y $\beta$ que definen una tabla de vida en uno de los cuatro sistemas logito generados por el nivel 16 de las tablas de vida femeninas de los modelos de Coale y Demeny (véase subsección B.4 del capítulo I).

Cuando se emplea un nivel de Coale-Demeny como estimación de la mortalidad en la niñez, es posible transformarlo en valores equivalentes de ${}_1L_x$ identificando los parámetros $\alpha$ y $\beta$ que definen ese nivel dentro del sistema logito generado por el nivel 16 femenino de la familia seleccionada de tablas de vida. El cuadro 159 presenta los valores de $\alpha$ y $\beta$ que identifican los niveles

CUADRO 159. VALORES DE LOS PARÁMETROS $\alpha$ Y $\beta$ QUE DETERMINAN LAS TABLAS DE VIDA MODELO DE COALE-DEMENY PARA LA NIÑEZ EN EL SISTEMA LOGITO GENERADO POR EL NIVEL FEMENINO 16 DE LA FAMILIA CORRESPONDIENTE

| | *Modelo Norte* | | | | *Modelo Sur* | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | *Mujeres* | | *Hombres* | | *Mujeres* | | *Hombres* | |
| *Nivel* (1) | *Parámetro* $\alpha$ (2) | *Parámetro* $\beta$ (3) | *Parámetro* $\alpha$ (4) | *Parámetro* $\beta$ (5) | *Parámetro* $\alpha$ (6) | *Parámetro* $\beta$ (7) | *Parámetro* $\alpha$ (8) | *Parámetro* $\beta$ (9) |
| 1 | 1.5228 | 1.5134 | 1.5159 | 1.4177 | 1.9152 | 2.1520 | 1.7322 | 1.9218 |
| 2 | 1.4007 | 1.4670 | 1.3896 | 1.3715 | 1.7623 | 2.0593 | 1.5933 | 1.8436 |
| 3 | 1.2892 | 1.4264 | 1.2749 | 1.3312 | 1.6225 | 1.9762 | 1.4660 | 1.7734 |
| 4 | 1.1857 | 1.3904 | 1.1690 | 1.2957 | 1.4924 | 1.9002 | 1.3475 | 1.7091 |
| 5 | 1.0882 | 1.3578 | 1.0698 | 1.2636 | 1.3693 | 1.8292 | 1.2354 | 1.6491 |
| 6 | 0.9952 | 1.3277 | 0.9755 | 1.2343 | 1.2512 | 1.7617 | 1.1281 | 1.5921 |
| 7 | 0.9054 | 1.2998 | 0.8849 | 1.2071 | 1.1364 | 1.6962 | 1.0240 | 1.5371 |
| 8 | 0.8177 | 1.2734 | 0.7969 | 1.1815 | 1.0235 | 1.6319 | 0.9221 | 1.4832 |
| 9 | 0.7312 | 1.2479 | 0.7104 | 1.1571 | 0.9111 | 1.5677 | 0.8210 | 1.4296 |
| 10 | 0.6450 | 1.2232 | 0.6246 | 1.1333 | 0.7921 | 1.4963 | 0.7257 | 1.3797 |
| 11 | 0.5580 | 1.1985 | 0.5385 | 1.1100 | 0.6645 | 1.4145 | 0.6084 | 1.3076 |
| 12 | 0.4695 | 1.1737 | 0.4513 | 1.0865 | 0.5376 | 1.3345 | 0.4921 | 1.2374 |
| 13 | 0.3596 | 1.1330 | 0.3461 | 1.0503 | 0.4098 | 1.2548 | 0.3757 | 1.1684 |
| 14 | 0.2411 | 1.0862 | 0.2390 | 1.0112 | 0.2790 | 1.1738 | 0.2576 | 1.0990 |
| 15 | 0.1221 | 1.0425 | 0.1296 | 0.9733 | 0.1433 | 1.0896 | 0.1361 | 1.0279 |
| 16 | 0.0000 | 0.9999 | 0.0194 | 0.9399 | 0.0000 | 1.0000 | 0.0096 | 0.9534 |
| 17 | −0.1287 | 0.9564 | −0.0974 | 0.9053 | −0.1542 | 0.9023 | −0.1246 | 0.8736 |
| 18 | −0.2683 | 0.9093 | −0.2242 | 0.8676 | −0.3245 | 0.7920 | −0.2708 | 0.7850 |
| 19 | −0.4251 | 0.8552 | −0.3666 | 0.8235 | −0.4805 | 0.7055 | −0.4555 | 0.6749 |
| 20 | −0.6115 | 0.7862 | −0.5332 | 0.7679 | −0.6413 | 0.6200 | −0.6073 | 0.5980 |
| 21 | −0.8490 | 0.6882 | −0.7402 | 0.6906 | −0.8107 | 0.5345 | −0.7683 | 0.5201 |
| 22 | −1.1956 | 0.5211 | −1.0234 | 0.5669 | −0.9917 | 0.4484 | −0.9406 | 0.4419 |
| 23 | −1.4662 | 0.4285 | −1.2580 | 0.4977 | −1.1863 | 0.3636 | −1.1277 | 0.3632 |
| 24 | −1.7829 | 0.3389 | −1.5493 | 0.4207 | −1.3997 | 0.2805 | −1.3339 | 0.2856 |

| | *Modelo Este* | | | | *Modelo Oeste* | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | *Mujeres* | | *Hombres* | | *Mujeres* | | *Hombres* | |
| *Nivel* | *Parámetro* $\alpha$ (10) | *Parámetro* $\beta$ (11) | *Parámetro* $\alpha$ (12) | *Parámetro* $\beta$ (13) | *Parámetro* $\alpha$ (14) | *Parámetro* $\beta$ (15) | *Parámetro* $\alpha$ (16) | *Parámetro* $\beta$ (17) |
| 1 | 1.6288 | 1.6374 | 1.5657 | 1.4345 | 1.5841 | 1.5351 | 1.4869 | 1.3604 |
| 2 | 1.5087 | 1.5919 | 1.4406 | 1.3937 | 1.4627 | 1.4915 | 1.3656 | 1.3210 |
| 3 | 1.3973 | 1.5506 | 1.3260 | 1.3566 | 1.3510 | 1.4528 | 1.2546 | 1.2860 |
| 4 | 1.2926 | 1.5124 | 1.2192 | 1.3225 | 1.2466 | 1.4178 | 1.1512 | 1.2543 |
| 5 | 1.1927 | 1.4766 | 1.1182 | 1.2906 | 1.1477 | 1.3856 | 1.0536 | 1.2252 |
| 6 | 1.0962 | 1.4425 | 1.0214 | 1.2604 | 1.0527 | 1.3556 | 0.9604 | 1.1981 |
| 7 | 1.0022 | 1.4097 | 0.9276 | 1.2313 | 0.9604 | 1.3270 | 0.8701 | 1.1723 |
| 8 | 0.9092 | 1.3773 | 0.8356 | 1.2029 | 0.8696 | 1.2994 | 0.7817 | 1.1475 |
| 9 | 0.8164 | 1.3450 | 0.7445 | 1.1746 | 0.7794 | 1.2724 | 0.6941 | 1.1231 |
| 10 | 0.7227 | 1.3121 | 0.6530 | 1.1461 | 0.6886 | 1.2453 | 0.6064 | 1.0987 |
| 11 | 0.6111 | 1.2634 | 0.5442 | 1.1017 | 0.5962 | 1.2177 | 0.5178 | 1.0741 |
| 12 | 0.4938 | 1.2095 | 0.4378 | 1.0587 | 0.5010 | 1.1891 | 0.4270 | 1.0486 |
| 13 | 0.3762 | 1.1577 | 0.3307 | 1.0173 | 0.3950 | 1.1528 | 0.3042 | 1.0006 |
| 14 | 0.2563 | 1.1066 | 0.2213 | 0.9763 | 0.2576 | 1.0939 | 0.1898 | 0.9608 |
| 15 | 0.1320 | 1.0548 | 0.1075 | 0.9344 | 0.1315 | 1.0469 | 0.0812 | 0.9243 |
| 16 | −0.0002 | 0.9998 | −0.0132 | 0.8901 | −0.0002 | 0.9998 | −0.0335 | 0.8871 |
| 17 | −0.1436 | 0.9403 | −0.1443 | 0.8411 | −0.1430 | 0.9487 | −0.1552 | 0.8498 |
| 18 | −0.3066 | 0.8692 | −0.2902 | 0.7851 | −0.3024 | 0.8904 | −0.2913 | 0.8064 |
| 19 | −0.5002 | 0.7782 | −0.4591 | 0.7164 | −0.4904 | 0.8174 | −0.4495 | 0.7522 |
| 20 | −0.7449 | 0.6516 | −0.6673 | 0.6219 | −0.7269 | 0.7161 | −0.6420 | 0.6794 |
| 21 | −0.9617 | 0.5743 | −0.8465 | 0.5734 | −0.9943 | 0.6105 | −0.8531 | 0.6106 |
| 22 | −1.1980 | 0.4951 | −1.0589 | 0.5131 | −1.2530 | 0.5302 | −1.0701 | 0.5550 |
| 23 | −1.4724 | 0.4107 | −1.3061 | 0.4497 | −1.5638 | 0.4421 | −1.3340 | 0.4910 |
| 24 | −1.7961 | 0.3254 | −1.6041 | 0.3816 | −1.9451 | 0.3475 | −1.6616 | 0.4211 |

impresos masculinos y femeninos de las tablas de vida para el tramo de edad de 0 a 15. Interpolación lineal entre esos valores permite la identificación de $\alpha$ y $\beta$.

Usando esos valores de $\alpha$ y $\beta$ en conjunción con el standard debidamente interpolado (en el anexo XI figuran valores de $l(x)$ por años simples de edad al nivel 16 de cada una de las familias de Coale-Demeny) y la transformación logito inversa, se calcula una tabla de vida $l^*(x)$ por años simples y se obtienen los valores deseados de ${}_1L_x$.

Cuando la mortalidad en la niñez está ya expresada como un par de valores de $\alpha$ y $\beta$, sólo es necesaria la inversión de la transformación logito para obtener $l^*(x)$. A pesar de que este procedimiento produce valores de ${}_1L_x$ que son ligeramente diferentes de los que se obtendrían por interpolación directa entre los diferentes niveles de las propias tablas de vida modelo, no requiere un conjunto de constantes tan grande y facilita su uso por computador. Además, como el standard usado ya ha sido interpolado por años simples de edad, la obtención de las estimaciones $l^*(x)$ por años simples es relativamente sencilla. Estas razones fundamentan la inclusión de este procedimiento aquí.

*Paso 3: estimación de las probabilidades de supervivencia de mujeres adultas.* A fin de retroproyectar la población femenina a cada uno de los $\gamma$ años anteriores al momento de la enumeración, se necesitan probabilidades de supervivencia del tipo ${}_1L_a/{}_1L_{a-x}$ para $0 < x < \gamma$ y $\eta < a < \nu + \gamma$. Igual que en el caso de los niños, pueden usarse varios procedimientos para estimar el conjunto de valores femeninos ${}_1L_x$ por años simples de edad. El presentado aquí es análogo al descrito antes para los niños, y también supone que se conoce el nivel medio de mortalidad adulta vigente en la población femenina considerada durante los 10 ó 15 años anteriores a la enumeración (los métodos de estimación descritos en los capítulos IV y V pueden usarse para estimar ese nivel). Se pueden expresar las estimaciones de la mortalidad adulta femenina como un nivel en una familia dada de las tablas de vida de Coale y Demeny, o como un par de parámetros $\alpha$ y $\beta$ que identifican una tabla de vida en uno de los cuatro sistemas logito generados por las tablas de vida femeninas del nivel 16 de las familias Coale-Demeny. La transformación de esas estimaciones de mortalidad en valores ${}_1L_x$ por años simples se hace tal como se describió en el paso 2, pero la identificación de los parámetros $\alpha$ y $\beta$ en base a un nivel de Coale-Demeny dado debe hacerse usando el cuadro 160, especialmente diseñado para el tramo de edades de 10 a 64 años para mujeres. Se presentan más detalles sobre este procedimiento de cálculo en el ejemplo que se ofrece más adelante.

*Paso 4: retroproyección de los niños.* Igual que en el caso del método simple de retroproyección, se estima el número de hijos nacidos en el año $t - x$ (siendo $t$ el momento de la enumeración) de mujeres de edad $a - x$ por

$$M_{t-x}^{a-x} = (C_x^a + U_x^a)/{}_1L_x \qquad \text{(C.4)}$$

Téngase en cuenta que, antes de iniciar la retroproyección, el número de niños sin madre cuya madre tendría $a$ años al momento de la enumeración deben sumarse a los niños cuya madre fue identificada y tenía $a$ años. Adviértase también que la ecuación (C.4) debe aplicarse para valores de $x$ comprendidos entre 0 y $(\gamma - 1)$ y para todos los grupos de edad de la madre ($\eta < a < \nu + \gamma$).

CUADRO 160. VALORES DE LOS PARÁMETROS $\alpha$ Y $\beta$ QUE DETERMINAN LAS TABLAS DE VIDA MODELO DE COALE-DEMENY PARA MUJERES ADULTAS EN EL SISTEMA LOGITO GENERADO POR EL NIVEL FEMENINO 16 DE LA FAMILIA CORRESPONDIENTE

| | *Modelo Norte* | | *Modelo Sur* | | *Modelo Este* | | *Modelo Oeste* | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* (1) | *Parámetro* $\alpha$ (2) | *Parámetro* $\beta$ (3) | *Parámetro* $\alpha$ (4) | *Parámetro* $\beta$ (5) | *Parámetro* $\alpha$ (6) | *Parámetro* $\beta$ (7) | *Parámetro* $\alpha$ (8) | *Parámetro* $\beta$ (9) |
| 1 | 1.3129 | 1.2924 | 1.3433 | 1.3948 | 1.2698 | 1.2146 | 1.3431 | 1.2829 |
| 2 | 1.1827 | 1.2331 | 1.2148 | 1.3328 | 1.1495 | 1.1673 | 1.2112 | 1.2248 |
| 3 | 1.0654 | 1.1829 | 1.0984 | 1.2796 | 1.0400 | 1.1268 | 1.0922 | 1.1757 |
| 4 | 0.9582 | 1.1401 | 0.9916 | 1.2335 | 0.9389 | 1.0919 | 0.9833 | 1.1337 |
| 5 | 0.8590 | 1.1033 | 0.8924 | 1.1932 | 0.8445 | 1.0618 | 0.8825 | 1.0978 |
| 6 | 0.7662 | 1.0718 | 0.7991 | 1.1578 | 0.7556 | 1.0359 | 0.7881 | 1.0671 |
| 7 | 0.6785 | 1.0447 | 0.7107 | 1.1268 | 0.6711 | 1.0139 | 0.6988 | 1.0408 |
| 8 | 0.5949 | 1.0216 | 0.6260 | 1.0995 | 0.5900 | 0.9952 | 0.6137 | 1.0186 |
| 9 | 0.5146 | 1.0022 | 0.5443 | 1.0755 | 0.5117 | 0.9799 | 0.5318 | 1.0001 |
| 10 | 0.4367 | 0.9862 | 0.4663 | 1.0572 | 0.4355 | 0.9677 | 0.4523 | 0.9852 |
| 11 | 0.3608 | 0.9735 | 0.3896 | 1.0434 | 0.3637 | 0.9644 | 0.3747 | 0.9737 |
| 12 | 0.2862 | 0.9641 | 0.3133 | 1.0312 | 0.2928 | 0.9664 | 0.2983 | 0.9658 |
| 13 | 0.2165 | 0.9680 | 0.2369 | 1.0208 | 0.2215 | 0.9703 | 0.2232 | 0.9631 |
| 14 | 0.1463 | 0.9767 | 0.1599 | 1.0122 | 0.1493 | 0.9768 | 0.1532 | 0.9759 |
| 15 | 0.0745 | 0.9873 | 0.0816 | 1.0059 | 0.0757 | 0.9864 | 0.0783 | 0.9867 |
| 16 | 0.0006 | 1.0007 | 0.0015 | 1.0021 | 0.0003 | 1.0003 | 0.0012 | 1.0015 |
| 17 | −0.0757 | 1.0180 | −0.0815 | 1.0015 | −0.0777 | 1.0202 | −0.0787 | 1.0218 |
| 18 | −0.1552 | 1.0412 | −0.1677 | 1.0067 | −0.1586 | 1.0486 | −0.1622 | 1.0502 |
| 19 | −0.2383 | 1.0733 | −0.2602 | 1.0107 | −0.2432 | 1.0901 | −0.2500 | 1.0911 |
| 20 | −0.3258 | 1.1199 | −0.3606 | 1.0105 | −0.3320 | 1.1527 | −0.3429 | 1.1531 |
| 21 | −0.4180 | 1.1915 | −0.4700 | 1.0107 | −0.4317 | 1.2259 | −0.4461 | 1.2397 |
| 22 | −0.5137 | 1.3166 | −0.5914 | 1.0109 | −0.5479 | 1.2997 | −0.5697 | 1.3245 |
| 23 | −0.6440 | 1.4082 | −0.7290 | 1.0105 | −0.6815 | 1.3966 | −0.7133 | 1.4410 |
| 24 | −0.7919 | 1.5299 | −0.8889 | 1.0084 | −0.8394 | 1.5284 | −0.8866 | 1.6056 |

La cantidad $M_{t\,-\,x}^{a\,-\,x}$ representa el número de hijos tenidos durante un año $(t - x - 1, t - x)$ por mujeres cuyas edades varían entre las edades exactas $a$ y $a + 1$ al tiempo $t$. Por tanto, $M_{t\,-\,x}^{a\,-\,x}$ son los hijos tenidos por mujeres cuyas edades variaban entre $a - x - 1$ y $a - x + 1$ (exclusive) durante el año $(t - x - 1, t - x)$, o sea que es necesario algún ajuste para obtener los nacimientos ocurridos durante ese año entre mujeres cuyas edades variaban sólo entre $a - x$ y $a - x + 1$. El tipo de ajuste más sencillo consiste en tomar el promedio de $M_{t\,-\,x}^{a+1\,-\,x}$ y $M_{t\,-\,x}^{a\,-\,x}$ para representar el número deseado de nacimientos. Este promedio se denota por $B_{t\,-\,x}^{a\,-\,x}$.

*Paso 5: retroproyección de las mujeres adultas.* Las mujeres de edad $a$ al tiempo $t$, $W_t^a$, han de retroproyectarse a tiempos $t - x$ para $0 < x < \gamma$. La ecuación usada en este caso es

$$W_{t\,-\,x}^{a\,-\,x} = W_t^a({}_1L_{a\,-\,x} / {}_1L_a) \qquad \text{(C.5)}$$

o, lo que es lo mismo,

$$W_{t\,-\,x}^{a\,-\,x} = {}_1L_{a\,-\,x}(W_t^a / {}_1L_a) \qquad \text{(C.6)}$$

Así, cuando se están haciendo los cálculos a mano, es más fácil calcular primero el conjunto de valores $W_t^a/{}_1L_a$ y multiplicarlos entonces por ${}_1L_{a-x}$ para $x$ variando de 0 a $\gamma$.

Adviértase que el valor de $W_{t\,-\,x}^{a\,-\,x}$ obtenido por esta vía representa el número de mujeres cuyas edades variaban entre $a - x$ y $a - x + 1$ (exclusive) al momento exacto $t - x$. Sin embargo, el número de mujeres que debería usarse como denominador para $B_{t\,-\,x}^{a\,-\,x}$ en el cálculo de tasas de fecundidad por edades es la población femenina a mediados del año $(t - x - 1, t - x)$. Esta población, denotada por $N_{t\,-\,x}^{a\,-\,x}$, puede estimarse, como sigue:

$$N_{t\,-\,x}^{a\,-\,x} = (W_{t\,-\,x\,-\,1}^{a\,-\,x} + W_{t\,-\,x}^{a\,-\,x})/2.0 \qquad \text{(C.7)}$$

*Paso 6: cálculo de las tasas de fecundidad por edades.* El cálculo de las tasas de fecundidad específicas por años simples de edad y períodos anuales de tiempo es ahora inmediato, ya que

$$f_{t\,-\,x}(a) = \frac{B_{t\,-\,x}^{a}}{N_{t\,-\,x}^{a}} \qquad \text{(C.8)}$$

donde $f_{t-x}(a)$ denota la tasa de fecundidad correspondiente a la edad $a$ durante el año $(t - x - 1, t - x)$. Sin embargo, debido a errores en la declaración de la edad, es probable que las tasas por años simples sean erráticas. Asimismo, como otros métodos de estimación producen de ordinario tasas de fecundidad específicas por grupos quinquenales de edad, puede ser necesario, para fines de comparación, calcular estimaciones por grupos convencionales de cinco años. Este cálculo se efectúa acumulando la tasas de fecundidad por años simples que se acaban de estimar para obtener $F_{t-x}(a)$, esto es,

$$F_{t\,-\,x}(a) = \sum_{y\,=\,\eta}^{a\,-\,1} f_{t\,-\,x}(y) \qquad \text{(C.9)}$$

y calculando luego las tasas por grupos quinquenales, denotadas por $f_{t-x}(i)$, restando los valores apropiados de $F$

$$f_{t\,-\,x}(i) = (F(10+5(i+1)) - F(10+5i))/5.0$$
$$\text{para } i = 1, 2, \ldots, 8 \qquad \text{(C.10)}$$

En algunos casos, los errores en las edades declaradas de niños pequeños pueden producir secuencias de tasas de fecundidad por grupos quinquenales de edad que sigan siendo bastante erráticas. Para obtener una secuencia más suave de estimaciones, se calculan a menudo promedios de las tasas para años adyacentes. Su cálculo se ilustra en el ejemplo detallado que se ofrece a continuación.

### 4. *Un ejemplo detallado*

Los datos presentados en el cuadro 161 sirven para ilustrar la aplicación del método de hijos propios para estimar la fecundidad. Se obtuvieron de una encuesta efectuada en Colombia en 1978. Esa encuesta incluía una pregunta sobre la identificación de la madre (los datos que figuran en el cuadro 161 no han sido ponderados).

*Paso 1: redistribución de niños con madre no identificada.* El penúltimo renglón del cuadro 161 presenta el número de niños cuya madre no pudo encontrarse en el hogar en el que fueron enumerados. Tienen que redistribuirse a lo largo de las columnas que se hallan por encima de ellos (que representan la distribución de todos los demás niños con respecto a la edad de la madre). El último renglón del cuadro 161 presenta los totales de cada columna. En la notación usada anteriormente, esos totales equivalen a $C_x + U_x$ para $0 < x < 15$. Según la ecuación (C.3),

$$U_x^a = C_x^a(U_x / C_x) \qquad \text{(C.11)}$$

y puesto que, tal como se indicó en el paso 4 del procedimiento de cálculo, el número de niños que se va a retroproyectar hasta el nacimiento es $C_x^a + U_x^a$, esta cantidad puede expresarse como

$$C_x^a + U_x^a = C_x^a(1.0 + U_x / C_x) \qquad \text{(C.12)}$$

esto es, para una edad dada de los niños (una columna del cuadro 161), los valores deseados de $C_x^a + U_x^a$ pueden obtenerse multiplicando cada rubro $C_x^a$ por el factor $K_x = (1{,}0 + U_x/C_x)$.

Por ejemplo, considérense los niños de 8 años. De acuerdo al cuadro 161, se enumeró un total de 1.529 hijos de esa edad. De ellos, 145 no tenían madre presente. Por tanto, los que contaban con madre identificada ascienden a $1.384 = C_x$. De aquí,

$$K_x = 1.0 + U_x / C_x = 1.0 + 145/1{,}384 = 1.1048$$

CUADRO 161. DATOS SOBRE HIJOS PROPIOS, CLASIFICADOS POR EDADES SIMPLES Y POR EDADES SIMPLES DE LA MADRE, COLOMBIA, 1978

| *Edad de la madre* | *Número de niños, edad de ellos* | | | | | | | | | | | | | | | | *Número de mujeres* |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | *0* | *1* | *2* | *3* | *4* | *5* | *6* | *7* | *8* | *9* | *10* | *11* | *12* | *13* | *14* | *15* | |
| 15 | 13 | 7 | 0 | 2 | 2 | 2 | 1 | 4 | 3 | 4 | 2 | 1 | 3 | 1 | 3 | 3 | 755 |
| 16 | 12 | 3 | 0 | 2 | 0 | 2 | 1 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 2 | 0 | 0 | 1 | 696 |
| 17 | 23 | 16 | 6 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 686 |
| 18 | 58 | 36 | 17 | 3 | 0 | 3 | 1 | 2 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 706 |
| 19 | 66 | 46 | 24 | 13 | 11 | 1 | 3 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 1 | 538 |
| 20 | 77 | 55 | 45 | 33 | 19 | 12 | 2 | 1 | 0 | 2 | 2 | 1 | 1 | 1 | 0 | 0 | 602 |
| 21 | 78 | 71 | 56 | 47 | 48 | 17 | 7 | 5 | 3 | 0 | 1 | 2 | 1 | 1 | 0 | 0 | 488 |
| 22 | 84 | 80 | 76 | 73 | 46 | 26 | 18 | 15 | 3 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 534 |
| 23 | 84 | 85 | 80 | 84 | 61 | 53 | 29 | 24 | 7 | 9 | 1 | 2 | 0 | 2 | 1 | 0 | 488 |
| 24 | 93 | 63 | 78 | 72 | 56 | 48 | 45 | 34 | 17 | 9 | 8 | 3 | 0 | 1 | 1 | 1 | 411 |
| 25 | 91 | 84 | 87 | 83 | 69 | 71 | 55 | 52 | 31 | 21 | 5 | 5 | 2 | 1 | 0 | 0 | 464 |
| 26 | 73 | 67 | 65 | 70 | 66 | 70 | 61 | 55 | 41 | 24 | 17 | 11 | 1 | 1 | 2 | 0 | 393 |
| 27 | 58 | 61 | 70 | 58 | 63 | 79 | 64 | 64 | 47 | 28 | 27 | 16 | 11 | 5 | 2 | 1 | 339 |
| 28 | 83 | 71 | 77 | 81 | 94 | 80 | 87 | 91 | 80 | 60 | 42 | 34 | 16 | 8 | 3 | 2 | 442 |
| 29 | 48 | 58 | 52 | 59 | 68 | 64 | 77 | 75 | 61 | 66 | 48 | 50 | 23 | 23 | 6 | 4 | 330 |
| 30 | 46 | 60 | 70 | 62 | 82 | 86 | 86 | 86 | 82 | 74 | 69 | 50 | 45 | 31 | 20 | 8 | 403 |
| 31 | 42 | 39 | 42 | 36 | 44 | 44 | 55 | 66 | 63 | 56 | 57 | 46 | 43 | 24 | 12 | 8 | 243 |
| 32 | 45 | 50 | 67 | 54 | 66 | 65 | 73 | 82 | 79 | 91 | 78 | 64 | 63 | 66 | 38 | 30 | 343 |
| 33 | 51 | 33 | 37 | 51 | 46 | 63 | 53 | 58 | 65 | 66 | 65 | 67 | 55 | 50 | 58 | 24 | 272 |
| 34 | 34 | 34 | 42 | 50 | 46 | 48 | 50 | 72 | 62 | 74 | 68 | 67 | 65 | 46 | 57 | 31 | 257 |
| 35 | 33 | 29 | 33 | 30 | 58 | 55 | 60 | 51 | 80 | 63 | 73 | 61 | 77 | 63 | 66 | 40 | 317 |
| 36 | 31 | 28 | 40 | 36 | 39 | 43 | 40 | 61 | 71 | 54 | 70 | 61 | 83 | 73 | 69 | 61 | 272 |
| 37 | 28 | 23 | 37 | 44 | 43 | 47 | 49 | 60 | 61 | 66 | 74 | 79 | 80 | 79 | 74 | 68 | 291 |
| 38 | 25 | 35 | 28 | 38 | 49 | 49 | 56 | 66 | 65 | 69 | 69 | 70 | 85 | 65 | 87 | 85 | 345 |
| 39 | 17 | 21 | 25 | 22 | 38 | 25 | 38 | 49 | 48 | 40 | 52 | 50 | 62 | 55 | 68 | 59 | 216 |
| 40 | 31 | 19 | 33 | 35 | 44 | 39 | 49 | 70 | 65 | 57 | 66 | 75 | 79 | 77 | 80 | 74 | 347 |
| 41 | 8 | 7 | 22 | 22 | 22 | 22 | 27 | 32 | 30 | 39 | 38 | 32 | 46 | 40 | 46 | 45 | 173 |
| 42 | 5 | 6 | 11 | 23 | 18 | 26 | 26 | 43 | 38 | 44 | 50 | 33 | 62 | 68 | 47 | 75 | 242 |
| 43 | 13 | 9 | 15 | 22 | 21 | 31 | 37 | 42 | 46 | 36 | 60 | 59 | 50 | 47 | 66 | 73 | 221 |
| 44 | 2 | 5 | 1 | 14 | 17 | 15 | 28 | 26 | 24 | 34 | 43 | 38 | 43 | 46 | 42 | 53 | 182 |
| 45 | 6 | 2 | 9 | 10 | 16 | 19 | 31 | 24 | 42 | 33 | 52 | 45 | 77 | 60 | 55 | 70 | 287 |
| 46 | 4 | 4 | 6 | 5 | 11 | 14 | 15 | 13 | 31 | 18 | 29 | 23 | 31 | 33 | 36 | 36 | 158 |
| 47 | 2 | 3 | 1 | 9 | 13 | 19 | 24 | 32 | 38 | 32 | 28 | 36 | 52 | 40 | 40 | 50 | 215 |
| 48 | 3 | 4 | 4 | 7 | 7 | 18 | 22 | 28 | 44 | 37 | 40 | 41 | 58 | 59 | 47 | 59 | 263 |
| 49 | 0 | 0 | 2 | 3 | 2 | 7 | 8 | 16 | 15 | 19 | 21 | 23 | 40 | 41 | 39 | 32 | 156 |
| 50 | 3 | 0 | 2 | 0 | 4 | 6 | 7 | 12 | 11 | 20 | 29 | 29 | 43 | 41 | 47 | 41 | 302 |
| 51 | 1 | 1 | 1 | 0 | 2 | 2 | 2 | 3 | 10 | 11 | 11 | 14 | 25 | 25 | 21 | 22 | 127 |
| 52 | 0 | 1 | 1 | 2 | 2 | 3 | 7 | 6 | 8 | 9 | 12 | 19 | 22 | 12 | 29 | 26 | 169 |
| 53 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 4 | 1 | 2 | 2 | 6 | 5 | 12 | 12 | 20 | 19 | 22 | 150 |
| 54 | 0 | 0 | 0 | 1 | 2 | 2 | 4 | 4 | 3 | 4 | 9 | 10 | 14 | 15 | 19 | 19 | 146 |
| 55 | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 2 | 1 | 2 | 1 | 5 | 4 | 8 | 10 | 13 | 17 | 24 | 183 |
| 56 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 | 2 | 1 | 1 | 3 | 4 | 3 | 9 | 8 | 11 | 133 |
| 57 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 2 | 1 | 2 | 2 | 3 | 4 | 9 | 15 | 138 |
| 58 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 | 3 | 1 | 7 | 4 | 4 | 2 | 6 | 10 | 14 | 126 |
| 59 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 | 1 | 2 | 1 | 2 | 4 | 82 |
| 60 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 2 | 1 | 3 | 4 | 6 | 5 | 207 |
| 61 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 1 | 2 | 1 | 2 | 86 |
| 62 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 3 | 107 |
| 63 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 | 0 | 0 | 0 | 2 | 0 | 0 | 1 | 1 | 2 | 90 |
| 64 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 77 |
| Desconocida[a] | 33 | 50 | 64 | 94 | 101 | 110 | 145 | 155 | 145 | 133 | 171 | 161 | 244 | 212 | 226 | 250 | - |
| TOTAL | 1 405 | 1 266 | 1 327 | 1 352 | 1 397 | 1 396 | 1 450 | 1 593 | 1 529 | 1 424 | 1 511 | 1 410 | 1 641 | 1 472 | 1 482 | 1 455 | - |

[a] La edad de la madre no pudo ser determinada.

Los valores de $K_x$ para $0 < x < 15$ figuran en el cuadro 162. Al hacer los cálculos a mano, no es necesario obtener los valores de $U_x^a$. Basta con usar los factores $K_x$ para ajustar en una etapa posterior (paso 4) el número estimado de nacimientos resultantes de la retroproyección de niños cuyas madres fueron identificadas.

*Paso 2: estimación de las probabilidades de supervivencia de los niños.* Supóngase que por otros métodos basados en fuentes de datos independientes (tales como hijos nacidos vivos e hijos supervivientes) se sabe que el nivel de mortalidad en la niñez de la población colombiana durante el período 1963-1978 es aproximadamente igual a 17,2 en la familia Norte de los modelos de Coale-Demeny para ambos sexos combinados. De acuerdo al cuadro 159, los valores de los parámetros $\alpha$ y $\beta$ asociados con los niveles 17 y 18, modelo Norte, sexo femenino son

$$\alpha^f_7 = -0.1287 \quad \text{and} \quad \beta^f_7 = 0.9564;$$
$$\alpha^f_8 = -0.2683 \quad \text{and} \quad \beta^f_8 = 0.9093.$$

CUADRO 162. VALORES DE LOS FACTORES DE EXPANSIÓN, $K_x$, USADOS EN EL AJUSTE DE LOS DATOS DE HIJOS PROPIOS PARA TENER EN CUENTA A LOS NIÑOS SIN MADRE, COLOMBIA, 1978

| Edad del niño $x$ (1) | Factor de expansión $K_x$ (2) |
|---|---|
| 0 | 1.0241 |
| 1 | 1.0411 |
| 2 | 1.0507 |
| 3 | 1.0747 |
| 4 | 1.0779 |
| 5 | 1.0855 |
| 6 | 1.1111 |
| 7 | 1.1078 |
| 8 | 1.1048 |
| 9 | 1.1030 |
| 10 | 1.1276 |
| 11 | 1.1289 |
| 12 | 1.1747 |
| 13 | 1.1683 |
| 14 | 1.1799 |
| 15 | 1.2075 |

Así, los valores de $\alpha$ y $\beta$ asociados con el nivel 17,2 para mujeres pueden obtenerse por interpolación de este modo:

$$\alpha_{17.2}^{f} = (0.2)(-0.2683) + (0.8)(-0.1287) = -0.1566$$

y

$$\beta_{17.2}^{f} = (0.2)(0.9093) + (0.8)(0.9564) = 0.9470$$

Siguiendo el mismo procedimiento en el caso de los varones, los valores de $\alpha$ y $\beta$ masculinos para el nivel 17,2 se estiman como

$$\alpha_{17.2}^{m} = -0.1228$$

y

$$\beta_{17.2}^{m} = 0.8978$$

Usando estos valores de los parámetros $\alpha$ y $\beta$ y el standard seleccionado, a saber, el nivel 16 para mujeres en la familia Norte de las tablas de vida modelo (véase anexo XI), pueden calcularse los valores de $l(x)$ por edades simples de 1 a 16 empleando la transformación logito inversa (véase subsección B.4 del capítulo I). Las ecuaciones necesarias son

$$\lambda(x) = \alpha + \beta\,\lambda_s(x) \qquad \text{(C.13)}$$

y

$$l(x) = [1.0 + \exp(2.0\,\lambda(x))]^{-1} \qquad \text{(C.14)}$$

donde $\lambda(x)$ denota la transformación logito de $l(x)$; y la ecuación (C.14) define la transformación logito inversa. El subíndice $s$ se usa para denotar el standard.

Por ejemplo, para estimar $l(2)$ para mujeres, se parte primero de que $\lambda_s(2) = -1{,}1332$ (copiado del anexo XI). Por tanto,

$$\lambda_f(2) = -0.1566 + 0.9470(-1.1332) = -1.2297,$$

así que

$$l_f(2) = \frac{1.0}{1.0 + \exp(-2.4594)} = 0.9213$$

De modo análogo, puede calcularse $l(2)$ para varones como sigue:

$$\lambda_m(2) = -0.1228 + 0.8978(-1.1332) = -1.1402$$

de suerte que

$$l_m(2) = \frac{1.0}{1.0 + \exp(-2.2804)} = 0.9072$$

Con lo que $l_b(2)$, la probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento hasta la edad exacta 2 para ambos sexos combinados, puede calcularse como

$$l_b(2) = \frac{(1.05)(0.9072) + (0.9213)}{2.05} = 0.9141$$

suponiendo que el índice de masculinidad al nacer es 1,05 niños por cada niña.

El cuadro 163 presenta otros valores de $l(x)$ para varones, mujeres y ambos sexos combinados. Una vez calculados esos valores, las probabilidades de supervivencia deseadas, ${}_1L_x$, se obtienen promediando los valores de $l(x)$ contiguos. Por ejemplo,

$${}_1L_7 = \frac{l(7) + l(8)}{2.0} = \frac{0.8819 + 0.8786}{2.0} = 0.8803$$

CUADRO 163. ESTIMACIONES DE LAS PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA, $l(x)$ Y ${}_1L_x$, EN LA NIÑEZ, MODELO NORTE, COLOMBIA, 1978

| Edad $x$ (1) | Probabilidad de sobrevivir hasta la edad exacta $x$: Mujeres $l(x)$ (2) | Varones $l(x)$ (3) | Ambos sexos $l(x)$ (4) | Probabilidad de sobrevivir hasta el grupo de edad de $x$ a $x+1$: Ambos sexos ${}_1L_x$ (5) |
|---|---|---|---|---|
| 0 | 1.0000 | 1.0000 | 1.0000 | 0.9478 |
| 1 | 0.9365 | 0.9242 | 0.9302 | 0.9222 |
| 2 | 0.9213 | 0.9072 | 0.9141 | 0.9090 |
| 3 | 0.9114 | 0.8965 | 0.9038 | 0.8999 |
| 4 | 0.9038 | 0.8882 | 0.8959 | 0.8928 |
| 5 | 0.8979 | 0.8818 | 0.8897 | 0.8877 |
| 6 | 0.8939 | 0.8776 | 0.8856 | 0.8838 |
| 7 | 0.8904 | 0.8738 | 0.8819 | 0.8803 |
| 8 | 0.8872 | 0.8704 | 0.8786 | 0.8772 |
| 9 | 0.8845 | 0.8674 | 0.8757 | 0.8745 |
| 10 | 0.8820 | 0.8648 | 0.8732 | 0.8721 |
| 11 | 0.8799 | 0.8625 | 0.8710 | 0.8700 |
| 12 | 0.8779 | 0.8605 | 0.8690 | 0.8681 |
| 13 | 0.8762 | 0.8586 | 0.8672 | 0.8663 |
| 14 | 0.8745 | 0.8568 | 0.8654 | 0.8646 |
| 15 | 0.8728 | 0.8551 | 0.8637 | 0.8627 |
| 16 | 0.8709 | 0.8530 | 0.8617 | - |

La sola excepción es ${}_1L_0$, cuyo cálculo requiere una estimación del factor de separación para defunciones de

menos de un año. Este factor puede estimarse usando las ecuaciones propuestas por Coale y Demeny[5]; la forma y coeficientes de esas ecuaciones figuran en el cuadro 164. En este caso, $q_f(1) = 1{,}0 - l_f(1) = 0{,}0635$ y $q_m(1) = 0{,}0758$, por lo que ambos son menores que 0,100. Por lo tanto, los coeficientes del caso A se usan para estimar $S$ para cada sexo por separado como sigue:

$$S_f = 0.05 + 3.0(0.0635) = 0.2405$$

$$S_m = 0.0425 + 2.875(0.0758) = 0.2604$$

con lo que

$$\begin{aligned} {}_1L_0^f &= S_f + (1.0 - S_f)(l_f(1)) \\ &= 0.2405 + (1.0 - 0.2405)(0.9365) \\ &= 0.9518 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} {}_1L_0^m &= S_m + (1.0 - S_m)(l_m(1)) \\ &= 0.2604 + (1.0 - 0.2604)(0.9242) \\ &= 0.9439 \end{aligned}$$

y

$$\begin{aligned} {}_1L_0^b &= [(1.05)(0.9439) + 0.9518]/2.05 \\ &= 0.9478 \end{aligned}$$

Este y otros valores de ${}_1L_x$ para ambos sexos combinados figuran en la columna (5) del cuadro 163.

CUADRO 164. COEFICIENTES PARA ESTIMAR LOS FACTORES DE SEPARACIÓN PARA EL GRUPO DE 0 A 1 AÑOS DE EDAD, TABLAS DE VIDA MODELO DE COALE-DEMENY

| Modelo (1) | Mujeres: Coeficientes $a_1$ (2) | Mujeres: Coeficientes $b_1$ (3) | Varones: Coeficientes $a_1$ (4) | Varones: Coeficientes $b_1$ (5) |
|---|---|---|---|---|
| *Caso A: $q(1) < 0{,}100$* | | | | |
| Norte, Sur y Oeste | 0.0500 | 3.000 | 0.0425 | 2.875 |
| Este | 0.0100 | 3.000 | 0.0025 | 2.875 |
| *Caso B: $q(1) \geq 0{,}100$* | | | | |
| Norte, Sur y Oeste | 0.3500 | 0.000 | 0.3300 | 0.000 |
| Este | 0.3500 | 0.000 | 0.2900 | 0.000 |

Ecuación: $S = a_1 + b_1 q(1)$

*Paso 3: estimación de las probabilidades de supervivencia de mujeres adultas.* El procedimiento seguido para estimar estas probabilidades es muy similar al ilustrado en el paso anterior. La principal diferencia es que sólo hay que considerar mujeres y que la traducción de un nivel de mortalidad dado en valores de $\alpha$ y $\beta$ se hace usando el cuadro 160. En el caso de que se trata, supóngase que información independiente (datos de orfandad, por ejemplo) ha mostrado que la mortalidad adulta femenina en Colombia durante el período que interesa (1963-1978) se encuentra bien representada por el nivel 16,6 de las tablas de vida modelo Oeste. Entonces, de acuerdo al cuadro 160, los valores de $\alpha$ y $\beta$ asociados con los niveles 16 y 17 son, respectivamente,

$$\alpha_{16} = 0.0012 \quad \text{y} \quad \beta_{16} = 1.0015$$

$$\alpha_{17} = -0.0787 \quad \text{y} \quad \beta_{17} = 1.0218$$

Los valores correspondientes al nivel 16,6 se obtienen por interpolación como sigue:

$$\alpha_{16.6} = 0.4(0.0012) + 0.6(-0.0787) = -0.0467$$

$$\beta_{16.6} = 0.4(1.0015) + 0.6(1.0218) = 1.0137$$

Una vez calculados esos valores de $\alpha$ y $\beta$, pueden usarse las ecuaciones (C.13) y (C.14) para estimar $l(x)$ por años simples de edad. Por ejemplo, para $x = 35$, el anexo XI muestra que $\lambda_s(35) = -0{,}6661$ para el modelo Oeste. Por consiguiente,

$$\lambda(35) = -0.0467 + 1.0137(-0.6661) = -0.7219$$

y

$$l(35) = \frac{1.0}{1.0 + \exp(2.0(-0.7219))} = 0.8091$$

Otros valores de $l(x)$ figuran en las columnas (2) y (5) del cuadro 165. A partir de ellas, se calculan los valores de ${}_1L_x$ tomando promedios sucesivos. Por ejemplo,

$${}_1L_{35} = (0.8091 + 0.8048)/2.0 = 0.8070$$

La secuencia completa de valores de $L_x$ figura en las columnas (3) y (6) del cuadro 165.

*Paso 4: retroproyección de los niños.* Usando los valores de $C_x^a$ que figuran en el cuadro 161 y las estimaciones de ${}_1L_x$ presentadas en el cuadro 163, la retroproyección de los niños enumerados es inmediata. Por ejemplo, para estimar los nacimientos ocurridos en 1970 a mujeres de 25 años, se procede como sigue:

$$M_{1970}^{25} = K_8(C_8^{33} / {}_1L_8) = 1.1048(65/0.8772) = 81.87$$

$$M_{1970}^{26} = K_8(C_8^{34} / {}_1L_8) = 1.1048(62/0.8772) = 78.09$$

Así que

$$\begin{aligned} B_{1970}^{25} &= (M_{1970}^{25} + M_{1970}^{26})/2.0 \\ &= (81.87 + 78.09)/2.0 = 79.98 \end{aligned}$$

El conjunto completo de valores de $B_{t-x}^a$ figura en el cuadro 166. Nótese, sin embargo, que los epígrafes usados en el cuadro 166 no corresponden exactamente a la notación usada hasta ahora. Las estimaciones de $B_{1970}$, por ejemplo, aparecen en la columna con la indicación "1969/70". Este epígrafe se usa para sugerir

[5] *Op. cit.*

CUADRO 165. ESTIMACIONES DE LAS PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA, $l(x)$ Y ${}_1L_x$, PARA MUJERES ADULTAS, MODELO OESTE, COLOMBIA, 1978

| *Edad x* (1) | *Probabilidad de sobrevivir hasta la edad exacta x* $l(x)$ (2) | *Probabilidad de sobrevivir hasta el grupo de edad x a x + 1* ${}_1L_x$ (3) | *Edad x* (4) | *Probabilidad de sobrevivir hasta la edad exacta x* $l(x)$ (5) | *Probabilidad de sobrevivir hasta el grupo de edad x a x + 1* ${}_1L_x$ (6) |
|---|---|---|---|---|---|
| 15 | 0.8735 | 0.8725 | 41 | 0.7824 | 0.7800 |
| 16 | 0.8714 | 0.8703 | 42 | 0.7776 | 0.7751 |
| 17 | 0.8691 | 0.8679 | 43 | 0.7726 | 0.7701 |
| 18 | 0.8667 | 0.8655 | 44 | 0.7675 | 0.7649 |
| 19 | 0.8642 | 0.8629 | 45 | 0.7622 | 0.7595 |
| 20 | 0.8616 | 0.8602 | 46 | 0.7567 | 0.7539 |
| 21 | 0.8587 | 0.8573 | 47 | 0.7510 | 0.7480 |
| 22 | 0.8558 | 0.8542 | 48 | 0.7449 | 0.7418 |
| 23 | 0.8526 | 0.8510 | 49 | 0.7386 | 0.7353 |
| 24 | 0.8494 | 0.8478 | 50 | 0.7320 | 0.7285 |
| 25 | 0.8461 | 0.8445 | 51 | 0.7250 | 0.7214 |
| 26 | 0.8428 | 0.8411 | 52 | 0.7177 | 0.7138 |
| 27 | 0.8394 | 0.8380 | 53 | 0.7099 | 0.7059 |
| 28 | 0.8366 | 0.8345 | 54 | 0.7018 | 0.6975 |
| 29 | 0.8323 | 0.8305 | 55 | 0.6931 | 0.6885 |
| 30 | 0.8286 | 0.8268 | 56 | 0.6839 | 0.6791 |
| 31 | 0.8249 | 0.9230 | 57 | 0.6742 | 0.6690 |
| 32 | 0.8211 | 0.8192 | 58 | 0.6638 | 0.6583 |
| 33 | 0.8172 | 0.8152 | 59 | 0.6527 | 0.6469 |
| 34 | 0.8132 | 0.8112 | 60 | 0.6410 | 0.6348 |
| 35 | 0.8091 | 0.8070 | 61 | 0.6285 | 0.6218 |
| 36 | 0.8048 | 0.8027 | 62 | 0.6151 | 0.6081 |
| 37 | 0.8005 | 0.7983 | 63 | 0.6010 | 0.5935 |
| 38 | 0.7961 | 0.7939 | 64 | 0.5859 | 0.5779 |
| 39 | 0.7916 | 0.7893 | 65 | 0.5698 | |
| 40 | 0.7870 | 0.7847 | | | |

explícitamente que los nacimientos que se están estimando ocurrieron durante parte de los dos años calendario 1969 y 1970. Las fracciones exactas de que se trata dependerán de la fecha en la que tuvo lugar la enumeración (encuesta en este caso) en 1978. Sólo si la enumeración se hubiera realizado el 31 de diciembre de 1978 las estimaciones de $B^a_{1970}$ se referirían exclusivamente a 1970. A pesar de que los encabezamientos usados en el cuadro pueden ser levemente confusos para el principiante, se han adoptado porque corresponden con los que aparecen en las salidas de los programas de computadora que aplican el método de hijos propios y porque, de hecho, son más precisos que la notación algebraica utilizada. Esta última no se refiere explícitamente a dos años calendario contiguos en cada caso sólo porque tal práctica la haría todavía más compleja.

Por último, hay que señalar que en el cuadro 166 los rubros para mujeres de 14 años no son el resultado de promediar nacimientos pertenecientes a dos grupos de edad diferentes. Son nada más los valores de $M^a_{f-x}$ cuando a + x = 15. Como representan valores frontera, existe siempre cierta incertidumbre acerca de su precisión, y probablemente es mejor ignorarlos cuando se calcula la fecundidad global.

*Paso 5: retroproyección de las mujeres adultas.* Usando los valores de ${}_1L_x$ que figuran en el cuadro 165, la retroproyección de mujeres que muestra el cuadro 167 se hace usando la ecuación (C.5), o (C.6) cuando los cálculos se han hecho sistemáticamente en dos pasos y a mano. Como ejemplo, se calcula la población femenina de 25 años a mediados de un año (1969/70). Como pasos intermedios se necesita calcular $W^{25}_{1969}$ y $W^{25}_{1970}$ mediante

$$W^{25}_{1970} = W^{33}_{1978}({}_1L_{25}/{}_1L_{33}) = 272(0.8445/0.8152) = 281.78$$

$$W^{25}_{1969} = W^{34}_{1978}({}_1L_{25}/{}_1L_{34}) = 257(0.8445/0.8112) = 267.55$$

y luego se calcula su promedio

$$N^{25}_{1970} = (281.78 + 267.55)/2.0 = 274.66$$

Todos los valores de $N^a_{f-x}$ figuran en el cuadro 167.

*Paso 6: cálculo de las tasas de fecundidad por edades.* El cálculo de las tasas de fecundidad por edades para cada año, denotadas por $f_{t-x}(a)$, usando la ecuación (C.8), es sencillo. Por ejemplo,

$$f_{t-x}(25) = B^{25}_{1970}/N^{25}_{1970} = 79.98/274.66 = 0.2912$$

Otros valores de $f_{t-x}(a)$ figuran en el cuadro 168. A partir de esos valores, el cálculo de las tasas de fecundidad por grupos quinquenales de edad, denotadas por $f_{t-x}(i)$, se hace usando una modificación de la ecuación (C.10), tal como se ilustra a continuación:

$$f_{1970}(1) = (f_{1970}(15) + f_{1970}(16) + f_{1970}(17) +$$

$$+ f_{1970}(18) + f_{1970}(19))/5.0$$

$$= (0.0327 + 0.0672 + 0.1028 + 0.1469 +$$

$$+ 0.1985)/5.0 = 0.1096$$

CUADRO 166. NÚMERO ESTIMADO DE NACIMIENTOS EN PERÍODOS ANUALES, POR EDADES SIMPLES DE LA MADRE, COLOMBIA, 1963/64-1977/78

| *Edad de la madre al dar a luz* | *Año de nacimiento de los hijos y número estimado de nacimientos,* $\beta^{\alpha}_{t-x}$ | | | | | | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | *1963/1964* | *1964/1965* | *1965/1966* | *1966/1967* | *1967/1968* | *1968/1969* | *1969/1970* | *1970/1971* | *1971/1972* | *1972/1973* | *1973/1974* | *1974/1975* | *1975/1976* | *1976/1977* | *1977/1978* |
| 14 | 8.19 | 10.79 | 14.89 | 14.28 | 6.47 | 11.35 | 8.82 | 18.88 | 8.80 | 14.68 | 13.29 | 3.58 | 6.94 | 3.39 | 14.05 |
| 15 | 17.75 | 20.91 | 18.27 | 17.52 | 14.23 | 18.92 | 15.12 | 24.55 | 15.72 | 17.74 | 18.12 | 9.56 | 13.29 | 10.73 | 13.51 |
| 16 | 21.84 | 36.42 | 26.40 | 32.45 | 28.45 | 28.39 | 30.23 | 36.51 | 29.56 | 26.30 | 40.46 | 27.48 | 23.70 | 29.36 | 18.91 |
| 17 | 34.13 | 37.10 | 46.02 | 54.52 | 44.62 | 32.80 | 45.35 | 54.13 | 46.53 | 48.32 | 56.76 | 47.79 | 39.88 | 46.30 | 43.76 |
| 18 | 65.53 | 60.70 | 59.56 | 64.90 | 58.20 | 55.51 | 55.43 | 67.35 | 62.88 | 61.77 | 64.61 | 71.68 | 58.38 | 57.03 | 66.99 |
| 19 | 78.49 | 78.24 | 71.74 | 62.30 | 75.66 | 79.48 | 79.99 | 74.90 | 72.95 | 72.78 | 70.65 | 93.78 | 76.30 | 71.14 | 77.26 |
| 20 | 83.96 | 64.75 | 79.86 | 71.39 | 81.48 | 88.31 | 88.81 | 97.56 | 78.61 | 86.24 | 75.48 | 93.19 | 90.17 | 85.26 | 83.74 |
| 21 | 92.15 | 73.52 | 81.22 | 85.02 | 87.30 | 82.01 | 90.07 | 104.49 | 94.95 | 91.13 | 81.52 | 92.59 | 91.33 | 93.16 | 87.52 |
| 22 | 97.61 | 91.73 | 96.11 | 86.96 | 92.47 | 92.73 | 91.33 | 101.34 | 103.13 | 97.25 | 77.90 | 91.39 | 95.37 | 83.56 | 90.77 |
| 23 | 109.89 | 102.52 | 108.29 | 83.07 | 86.01 | 99.04 | 89.44 | 95.67 | 102.50 | 88.07 | 94.81 | 76.46 | 87.86 | 83.00 | 95.63 |
| 24 | 105.80 | 97.12 | 110.32 | 79.18 | 91.18 | 88.31 | 90.70 | 93.16 | 88.67 | 91.74 | 97.83 | 83.03 | 78.03 | 85.26 | 99.41 |
| 25 | 101.02 | 80.94 | 111.67 | 90.86 | 92.47 | 86.42 | 79.99 | 88.12 | 80.49 | 79.51 | 90.58 | 83.63 | 84.97 | 72.27 | 88.60 |
| 26 | 86.00 | 89.03 | 99.49 | 96.70 | 93.12 | 73.81 | 89.44 | 81.83 | 79.23 | 66.67 | 76.09 | 72.28 | 74.57 | 74.53 | 70.78 |
| 27 | 63.48 | 78.91 | 95.43 | 77.88 | 92.47 | 75.70 | 95.11 | 77.42 | 64.77 | 78.29 | 66.43 | 58.54 | 70.52 | 72.83 | 76.18 |
| 28 | 77.13 | 72.84 | 84.60 | 81.12 | 78.25 | 85.16 | 83.14 | 70.50 | 69.17 | 67.89 | 67.63 | 53.76 | 64.74 | 66.62 | 70.78 |
| 29 | 73.72 | 77.56 | 73.09 | 69.44 | 76.31 | 68.76 | 79.36 | 76.16 | 62.88 | 63.00 | 55.56 | 62.72 | 63.01 | 55.90 | 50.79 |
| 30 | 66.21 | 62.73 | 75.80 | 42.18 | 67.25 | 61.19 | 71.18 | 79.31 | 55.97 | 59.94 | 62.80 | 60.33 | 60.12 | 50.25 | 47.54 |
| 31 | 62.11 | 71.49 | 62.94 | 59.71 | 56.91 | 60.56 | 71.18 | 72.39 | 66.03 | 55.05 | 58.58 | 47.79 | 45.66 | 46.86 | 47.00 |
| 32 | 51.87 | 62.73 | 81.22 | 62.95 | 71.13 | 52.36 | 59.84 | 74.90 | 59.11 | 58.72 | 49.52 | 39.42 | 43.35 | 37.83 | 51.87 |
| 33 | 59.38 | 49.24 | 73.09 | 53.87 | 66.61 | 50.47 | 42.83 | 64.20 | 54.71 | 45.26 | 55.56 | 47.79 | 42.20 | 35.57 | 45.92 |
| 34 | 58.70 | 66.77 | 56.17 | 44.13 | 61.43 | 44.16 | 52.91 | 47.21 | 47.79 | 39.14 | 52.54 | 48.98 | 44.51 | 32.18 | 36.20 |
| 35 | 58.70 | 67.45 | 74.45 | 38.29 | 52.38 | 42.26 | 44.09 | 53.50 | 33.33 | 37.31 | 49.52 | 35.84 | 37.57 | 28.80 | 34.58 |
| 36 | 46.41 | 55.31 | 66.33 | 49.97 | 36.86 | 32.17 | 41.57 | 42.80 | 39.62 | 29.36 | 39.86 | 34.05 | 30.64 | 32.75 | 31.88 |
| 37 | 34.13 | 44.51 | 56.17 | 41.54 | 43.97 | 31.54 | 45.98 | 31.47 | 40.87 | 34.86 | 24.15 | 34.05 | 33.53 | 31.62 | 28.63 |
| 38 | 32.76 | 24.96 | 46.02 | 33.75 | 39.45 | 43.53 | 43.46 | 23.29 | 37.10 | 28.13 | 23.55 | 26.88 | 31.79 | 22.58 | 22.69 |
| 39 | 25.94 | 21.58 | 31.81 | 27.91 | 32.33 | 35.33 | 51.65 | 28.32 | 28.93 | 20.80 | 22.95 | 26.88 | 19.07 | 14.68 | 25.93 |
| 40 | 24.57 | 23.61 | 23.01 | 21.42 | 25.87 | 24.60 | 37.16 | 37.77 | 24.52 | 20.18 | 19.93 | 21.50 | 15.03 | 7.34 | 21.07 |
| 41 | 17.06 | 18.88 | 17.60 | 20.12 | 14.87 | 19.56 | 16.38 | 27.70 | 28.93 | 20.18 | 16.30 | 14.34 | 9.25 | 8.47 | 7.02 |
| 42 | 11.60 | 14.84 | 16.24 | 14.28 | 10.99 | 12.62 | 13.23 | 17.62 | 18.87 | 22.63 | 14.49 | 8.96 | 5.78 | 7.90 | 9.72 |
| 43 | 12.97 | 8.77 | 8.80 | 11.68 | 9.05 | 9.46 | 11.34 | 9.44 | 9.43 | 15.29 | 12.08 | 8.36 | 8.67 | 3.95 | 8.10 |
| 44 | 8.19 | 6.74 | 4.06 | 7.79 | 8.41 | 6.31 | 6.30 | 5.66 | 5.66 | 7.95 | 5.43 | 9.56 | 4.05 | 3.39 | 4.32 |
| 45 | 5.46 | 4.72 | 3.38 | 3.89 | 4.53 | 5.68 | 3.15 | 5.04 | 5.66 | 4.89 | 3.62 | 5.97 | 2.89 | 3.95 | 5.40 |
| 46 | 4.78 | 3.37 | 2.71 | 3.89 | 3.23 | 3.78 | 2.52 | 3.78 | 5.03 | 3.06 | 3.62 | 1.79 | 3.47 | 3.95 | 3.24 |
| 47 | 1.37 | 4.05 | 3.38 | 3.24 | 3.88 | 1.26 | 1.26 | 3.78 | 3.14 | 4.28 | 2.42 | 0.00 | 2.31 | 2.26 | 2.70 |
| 48 | 1.37 | 1.35 | 2.71 | 1.30 | 3.23 | 5.05 | 1.89 | 2.52 | 3.14 | 3.67 | 1.21 | 1.19 | 1.73 | 0.00 | 1.62 |
| 49 | 0.68 | 0.67 | 0.68 | 0.65 | 1.94 | 4.42 | 1.89 | 1.26 | 1.26 | 2.45 | 1.21 | 1.19 | 1.16 | 0.56 | 1.62 |

NOTA: Las cifras presentadas en este cuadro fueron generadas por computadora. Puede que no coincidan exactamente con las citadas en el texto debido a la truncación y redondeo de resultados intermedios.

CUADRO 167. NÚMERO ESTIMADO DE MUJERES EN PERÍODOS ANUALES, POR EDADES SIMPLES, COLOMBIA, 1963/64-1977/78

| *Edad de la mujer* | *Número estimado de mujeres,* $N^{a}_{t-x}$ | | | | | | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | *1963/1964* | *1964/1965* | *1965/1966* | *1966/1967* | *1967/1968* | *1968/1969* | *1969/1970* | *1970/1971* | *1971/1972* | *1972/1973* | *1973/1974* | *1974/1975* | *1975/1976* | *1976/1977* | *1977/1978* |
| 14 | 405.24 | 408.38 | 381.10 | 444.44 | 452.11 | 462.60 | 523.96 | 522.15 | 554.84 | 578.52 | 629.14 | 702.12 | 695.17 | 727.96 | 756.64 |
| 15 | 385.94 | 404.36 | 407.49 | 380.27 | 443.48 | 451.13 | 461.60 | 522.82 | 521.02 | 553.63 | 577.27 | 627.78 | 700.59 | 693.66 | 726.38 |
| 16 | 340.54 | 384.96 | 403.34 | 406.47 | 379.31 | 442.36 | 449.99 | 460.43 | 521.51 | 519.70 | 552.23 | 575.81 | 626.19 | 698.83 | 691.91 |
| 17 | 309.85 | 339.65 | 383.95 | 402.28 | 405.39 | 378.31 | 441.19 | 448.80 | 459.22 | 520.13 | 518.33 | 550.78 | 574.29 | 624.54 | 696.98 |
| 18 | 325.61 | 308.99 | 338.71 | 382.89 | 401.16 | 404.27 | 377.26 | 439.97 | 447.56 | 457.95 | 518.69 | 516.89 | 549.25 | 572.70 | 622.81 |
| 19 | 280.66 | 324.63 | 308.06 | 337.69 | 381.73 | 399.96 | 403.06 | 376.13 | 438.65 | 446.21 | 456.57 | 517.13 | 515.34 | 547.60 | 570.98 |
| 20 | 305.21 | 279.75 | 323.57 | 307.06 | 336.59 | 380.50 | 398.66 | 401.75 | 374.91 | 437.22 | 444.77 | 455.09 | 515.45 | 513.67 | 545.83 |
| 21 | 313.61 | 304.18 | 278.81 | 322.48 | 306.03 | 335.46 | 379.21 | 397.32 | 400.39 | 373.64 | 435.75 | 443.27 | 453.56 | 513.72 | 511.94 |
| 22 | 300.41 | 312.52 | 303.12 | 277.83 | 321.36 | 304.95 | 334.28 | 377.89 | 395.93 | 398.99 | 372.34 | 434.22 | 441.72 | 451.97 | 511.92 |
| 23 | 340.01 | 299.29 | 311.35 | 301.98 | 276.79 | 320.15 | 303.81 | 333.03 | 376.47 | 394.44 | 397.50 | 370.94 | 432.60 | 440.06 | 450.28 |
| 24 | 300.22 | 338.73 | 298.16 | 310.17 | 300.85 | 275.75 | 318.95 | 302.67 | 331.78 | 375.05 | 392.96 | 396.00 | 369.55 | 430.97 | 438.41 |
| 25 | 302.27 | 299.05 | 337.41 | 297.00 | 308.97 | 299.68 | 274.68 | 317.71 | 301.49 | 330.49 | 373.59 | 391.43 | 394.46 | 368.11 | 429.29 |
| 26 | 279.25 | 301.06 | 297.84 | 336.06 | 295.81 | 307.72 | 298.47 | 273.57 | 316.43 | 300.28 | 329.16 | 372.09 | 389.85 | 392.87 | 366.63 |
| 27 | 223.75 | 278.22 | 299.95 | 296.75 | 334.82 | 294.72 | 306.59 | 297.37 | 272.57 | 315.26 | 299.17 | 327.94 | 370.72 | 388.42 | 391.43 |
| 28 | 250.01 | 222.82 | 277.05 | 298.70 | 295.51 | 333.42 | 293.49 | 305.31 | 296.13 | 271.43 | 313.94 | 297.92 | 326.57 | 369.17 | 386.79 |
| 29 | 217.97 | 248.81 | 221.75 | 275.73 | 297.26 | 294.09 | 331.82 | 292.08 | 303.85 | 294.71 | 270.13 | 312.44 | 296.49 | 325.01 | 367.40 |
| 30 | 254.58 | 217.00 | 247.71 | 220.76 | 274.50 | 295.94 | 292.78 | 330.34 | 290.78 | 302.49 | 293.40 | 268.92 | 311.05 | 295.17 | 323.56 |
| 31 | 241.75 | 253.41 | 216.00 | 246.57 | 219.75 | 273.24 | 294.58 | 291.43 | 328.82 | 289.44 | 301.10 | 292.05 | 267.69 | 309.62 | 293.82 |
| 32 | 203.58 | 240.60 | 252.21 | 214.98 | 245.40 | 218.70 | 271.94 | 293.18 | 290.05 | 327.27 | 288.07 | 299.67 | 290.66 | 266.42 | 308.15 |
| 33 | 261.69 | 202.61 | 239.46 | 251.01 | 213.96 | 244.23 | 217.66 | 270.65 | 291.79 | 288.67 | 325.71 | 286.70 | 298.25 | 289.28 | 265.15 |
| 34 | 229.83 | 260.37 | 201.59 | 238.25 | 249.75 | 212.88 | 243.00 | 216.57 | 269.29 | 290.32 | 287.22 | 324.07 | 285.26 | 296.75 | 287.82 |
| 35 | 252.85 | 228.64 | 259.02 | 200.55 | 237.02 | 248.45 | 211.78 | 241.74 | 215.45 | 267.89 | 288.82 | 285.73 | 322.39 | 283.78 | 295.21 |
| 36 | 237.05 | 251.53 | 227.45 | 257.67 | 199.50 | 235.79 | 247.16 | 210.67 | 240.49 | 214.33 | 266.50 | 287.31 | 284.25 | 320.71 | 282.30 |
| 37 | 164.78 | 235.75 | 250.15 | 226.20 | 256.26 | 198.41 | 234.49 | 245.80 | 209.52 | 239.17 | 213.15 | 265.04 | 285.74 | 282.69 | 318.96 |
| 38 | 178.34 | 163.87 | 234.45 | 248.77 | 224.95 | 254.85 | 197.31 | 233.20 | 244.45 | 208.37 | 237.85 | 211.98 | 263.58 | 284.16 | 281.13 |
| 39 | 166.49 | 177.31 | 162.92 | 233.09 | 247.33 | 223.65 | 253.37 | 196.17 | 231.85 | 243.03 | 207.16 | 236.47 | 210.75 | 262.05 | 282.52 |
| 40 | 186.42 | 165.52 | 176.28 | 161.97 | 231.73 | 245.89 | 222.35 | 251.89 | 195.03 | 230.50 | 241.62 | 205.95 | 235.09 | 209.52 | 260.52 |
| 41 | 180.05 | 185.31 | 164.53 | 175.22 | 161.00 | 230.34 | 244.42 | 221.01 | 250.39 | 193.86 | 229.12 | 240.17 | 204.72 | 233.69 | 208.26 |
| 42 | 155.85 | 178.92 | 184.14 | 163.50 | 174.12 | 159.99 | 228.90 | 242.88 | 219.62 | 248.81 | 192.64 | 227.68 | 238.66 | 203.43 | 232.22 |
| 43 | 153.14 | 154.85 | 177.77 | 182.95 | 162.44 | 173.00 | 158.96 | 227.42 | 241.31 | 218.21 | 247.21 | 191.40 | 226.21 | 237.12 | 202.12 |
| 44 | 121.70 | 152.10 | 153.80 | 176.57 | 181.72 | 161.35 | 171.83 | 157.89 | 225.88 | 239.68 | 216.73 | 245.54 | 190.11 | 224.68 | 235.52 |
| 45 | 171.99 | 120.84 | 151.03 | 152.72 | 175.32 | 180.44 | 160.21 | 170.62 | 156.77 | 224.29 | 237.99 | 215.20 | 243.80 | 188.76 | 223.10 |
| 46 | 175.05 | 170.70 | 119.93 | 149.90 | 151.57 | 174.00 | 179.08 | 159.00 | 169.34 | 155.60 | 222.61 | 236.21 | 213.59 | 241.98 | 187.35 |
| 47 | 117.53 | 173.68 | 169.37 | 118.99 | 148.72 | 150.39 | 172.64 | 177.68 | 157.76 | 168.01 | 154.38 | 220.86 | 234.36 | 211.92 | 240.08 |
| 48 | 121.53 | 116.57 | 172.26 | 167.99 | 118.02 | 147.51 | 149.16 | 171.23 | 176.23 | 156.47 | 166.64 | 153.12 | 219.06 | 232.45 | 210.19 |
| 49 | 104.76 | 120.46 | 115.55 | 170.75 | 166.51 | 116.99 | 146.22 | 147.85 | 169.73 | 174.69 | 155.10 | 165.18 | 151.78 | 217.14 | 230.41 |

NOTA: Las cifras presentadas en este cuadro fueron generadas por computadora. Puede que no coincidan exactamente con las citadas en el texto debido a la truncación y redondeo de resultados intermedios.

CUADRO 168. TASAS ESTIMADAS DE FECUNDIDAD ANUAL, POR EDADES SIMPLES, COLOMBIA, 1963/64-1977/78

| Edad de la mujer | Tasas de fecundidad estimadas, $f_{t-x}$ (a) | | | | | | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1963/1964 | 1964/1965 | 1965/1966 | 1966/1967 | 1967/1968 | 1968/1969 | 1969/1970 | 1970/1971 | 1971/1972 | 1972/1973 | 1973/1974 | 1974/1975 | 1975/1976 | 1976/1977 | 1977/1978 |
| 14 | 0.0202 | 0.0264 | 0.0391 | 0.0321 | 0.0143 | 0.0245 | 0.0168 | 0.0362 | 0.0159 | 0.0254 | 0.0211 | 0.0051 | 0.0100 | 0.0047 | 0.0186 |
| 15 | 0.0460 | 0.0517 | 0.0448 | 0.0461 | 0.0321 | 0.0419 | 0.0327 | 0.0470 | 0.0302 | 0.0320 | 0.0314 | 0.0152 | 0.0190 | 0.0155 | 0.0186 |
| 16 | 0.0641 | 0.0946 | 0.0654 | 0.0798 | 0.0750 | 0.0642 | 0.0672 | 0.0793 | 0.0567 | 0.0506 | 0.0733 | 0.0477 | 0.0378 | 0.0420 | 0.0273 |
| 17 | 0.1101 | 0.1092 | 0.1199 | 0.1355 | 0.1101 | 0.0867 | 0.1028 | 0.1206 | 0.1013 | 0.0929 | 0.1095 | 0.0868 | 0.0694 | 0.0741 | 0.0628 |
| 18 | 0.2012 | 0.1965 | 0.1758 | 0.1695 | 0.1451 | 0.1373 | 0.1469 | 0.1531 | 0.1405 | 0.1349 | 0.1246 | 0.1387 | 0.1063 | 0.0996 | 0.1076 |
| 19 | 0.2797 | 0.2410 | 0.2329 | 0.1845 | 0.1982 | 0.1987 | 0.1985 | 0.1991 | 0.1663 | 0.1631 | 0.1547 | 0.1814 | 0.1481 | 0.1299 | 0.1353 |
| 20 | 0.2751 | 0.2314 | 0.2468 | 0.2325 | 0.2421 | 0.2321 | 0.2228 | 0.2428 | 0.2097 | 0.1972 | 0.1697 | 0.2048 | 0.1749 | 0.1660 | 0.1534 |
| 21 | 0.2938 | 0.2417 | 0.2913 | 0.2636 | 0.2853 | 0.2445 | 0.2375 | 0.2630 | 0.2372 | 0.2439 | 0.1871 | 0.2089 | 0.2014 | 0.1813 | 0.1710 |
| 22 | 0.3249 | 0.2935 | 0.3171 | 0.3130 | 0.2878 | 0.3041 | 0.2732 | 0.2682 | 0.2605 | 0.2437 | 0.2092 | 0.2105 | 0.2159 | 0.1849 | 0.1773 |
| 23 | 0.3232 | 0.3425 | 0.3478 | 0.2751 | 0.3107 | 0.3093 | 0.2944 | 0.2873 | 0.2723 | 0.2233 | 0.2385 | 0.2061 | 0.2031 | 0.1886 | 0.2124 |
| 24 | 0.3524 | 0.2867 | 0.3700 | 0.2553 | 0.3031 | 0.3203 | 0.2844 | 0.3078 | 0.2672 | 0.2446 | 0.2489 | 0.2097 | 0.2112 | 0.1978 | 0.2268 |
| 25 | 0.3342 | 0.2706 | 0.3310 | 0.3059 | 0.2993 | 0.2884 | 0.2912 | 0.2774 | 0.2670 | 0.2406 | 0.2425 | 0.2136 | 0.2154 | 0.1963 | 0.2064 |
| 26 | 0.3080 | 0.2957 | 0.3340 | 0.2877 | 0.3148 | 0.2398 | 0.2997 | 0.2991 | 0.2504 | 0.2220 | 0.2312 | 0.1943 | 0.1913 | 0.1897 | 0.1930 |
| 27 | 0.2837 | 0.2836 | 0.3182 | 0.2624 | 0.2762 | 0.2569 | 0.3102 | 0.2604 | 0.2376 | 0.2483 | 0.2220 | 0.1785 | 0.1902 | 0.1875 | 0.1946 |
| 28 | 0.3085 | 0.3269 | 0.3054 | 0.2716 | 0.2648 | 0.2554 | 0.2833 | 0.2309 | 0.2336 | 0.2501 | 0.2154 | 0.1805 | 0.1982 | 0.1805 | 0.1830 |
| 29 | 0.3382 | 0.3117 | 0.3296 | 0.2519 | 0.2567 | 0.2338 | 0.2392 | 0.2608 | 0.2070 | 0.2138 | 0.2057 | 0.2007 | 0.2125 | 0.1720 | 0.1382 |
| 30 | 0.2601 | 0.2891 | 0.3060 | 0.1911 | 0.2450 | 0.2068 | 0.2431 | 0.2401 | 0.1925 | 0.1982 | 0.2141 | 0.2243 | 0.1933 | 0.1702 | 0.1469 |
| 31 | 0.2569 | 0.2821 | 0.2914 | 0.2422 | 0.2590 | 0.2216 | 0.2416 | 0.2484 | 0.2008 | 0.1902 | 0.1945 | 0.1636 | 0.1706 | 0.1514 | 0.1600 |
| 32 | 0.2548 | 0.2607 | 0.3220 | 0.2928 | 0.2899 | 0.2394 | 0.2200 | 0.2555 | 0.2038 | 0.1794 | 0.1719 | 0.1316 | 0.1491 | 0.1420 | 0.1683 |
| 33 | 0.2269 | 0.2430 | 0.3052 | 0.2146 | 0.3113 | 0.2066 | 0.1968 | 0.2372 | 0.1875 | 0.1568 | 0.1706 | 0.1667 | 0.1415 | 0.1230 | 0.1732 |
| 34 | 0.2554 | 0.2565 | 0.2787 | 0.1852 | 0.2460 | 0.2074 | 0.2177 | 0.2180 | 0.1775 | 0.1348 | 0.1829 | 0.1511 | 0.1560 | 0.1085 | 0.1258 |
| 35 | 0.2322 | 0.2950 | 0.2874 | 0.1909 | 0.2210 | 0.1701 | 0.2082 | 0.2213 | 0.1547 | 0.1393 | 0.1714 | 0.1254 | 0.1165 | 0.1015 | 0.1171 |
| 36 | 0.1958 | 0.2199 | 0.2916 | 0.1939 | 0.1848 | 0.1364 | 0.1682 | 0.2032 | 0.1647 | 0.1370 | 0.1496 | 0.1185 | 0.1078 | 0.1021 | 0.1129 |
| 37 | 0.2071 | 0.1888 | 0.2246 | 0.1836 | 0.1716 | 0.1590 | 0.1961 | 0.1280 | 0.1951 | 0.1458 | 0.1133 | 0.1285 | 0.1173 | 0.1118 | 0.0898 |
| 38 | 0.1837 | 0.1523 | 0.1963 | 0.1357 | 0.1754 | 0.1708 | 0.2203 | 0.0999 | 0.1518 | 0.1350 | 0.0990 | 0.1268 | 0.1206 | 0.0795 | 0.0807 |
| 39 | 0.1558 | 0.1217 | 0.1952 | 0.1197 | 0.1307 | 0.1580 | 0.2038 | 0.1444 | 0.1248 | 0.0856 | 0.1108 | 0.1137 | 0.0905 | 0.0560 | 0.0918 |
| 40 | 0.1318 | 0.1426 | 0.1305 | 0.1322 | 0.1116 | 0.1001 | 0.1671 | 0.1499 | 0.1258 | 0.0876 | 0.0825 | 0.1044 | 0.0639 | 0.0350 | 0.0809 |
| 41 | 0.0948 | 0.1019 | 0.1070 | 0.1148 | 0.0924 | 0.0849 | 0.0670 | 0.1253 | 0.1155 | 0.1041 | 0.0712 | 0.0597 | 0.0452 | 0.0362 | 0.0337 |
| 42 | 0.0745 | 0.0829 | 0.0882 | 0.0873 | 0.0631 | 0.0789 | 0.0578 | 0.0726 | 0.0859 | 0.0910 | 0.0752 | 0.0394 | 0.0242 | 0.0389 | 0.0419 |
| 43 | 0.0847 | 0.0566 | 0.0495 | 0.0639 | 0.0557 | 0.0547 | 0.0713 | 0.0415 | 0.0319 | 0.0701 | 0.0489 | 0.0437 | 0.0383 | 0.0167 | 0.0401 |
| 44 | 0.0673 | 0.0443 | 0.0264 | 0.0441 | 0.0463 | 0.0391 | 0.0367 | 0.0359 | 0.0251 | 0.0332 | 0.0251 | 0.0389 | 0.0213 | 0.0151 | 0.0184 |
| 45 | 0.0317 | 0.0391 | 0.0224 | 0.0255 | 0.0258 | 0.0315 | 0.0197 | 0.0295 | 0.0361 | 0.0218 | 0.0152 | 0.0278 | 0.0119 | 0.0209 | 0.0242 |
| 46 | 0.0273 | 0.0198 | 0.0226 | 0.0260 | 0.0213 | 0.0218 | 0.0141 | 0.0238 | 0.0297 | 0.0197 | 0.0163 | 0.0076 | 0.0162 | 0.0163 | 0.0173 |
| 47 | 0.0116 | 0.0233 | 0.0200 | 0.0273 | 0.0261 | 0.0084 | 0.0073 | 0.0213 | 0.0199 | 0.0255 | 0.0156 | 0.0000 | 0.0099 | 0.0107 | 0.0113 |
| 48 | 0.0112 | 0.0116 | 0.0157 | 0.0077 | 0.0274 | 0.0342 | 0.0127 | 0.0147 | 0.0178 | 0.0235 | 0.0072 | 0.0078 | 0.0079 | 0.0000 | 0.0077 |
| 49 | 0.0065 | 0.0056 | 0.0059 | 0.0038 | 0.0117 | 0.0377 | 0.0129 | 0.0085 | 0.0074 | 0.0140 | 0.0078 | 0.0072 | 0.0076 | 0.0026 | 0.0070 |
| FECUNDIDAD GLOBAL | 6.6335 | 6.4407 | 7.0557 | 5.8489 | 6.1313 | 5.6052 | 5.8832 | 5.8516 | 5.2086 | 4.8188 | 4.6279 | 4.2691 | 4.0144 | 3.5487 | 3.7752 |

NOTA: Las cifras presentadas en este cuadro fueron generadas por computadora. Puede que no coincidan exactamente con las citadas en el texto debido a la truncación y redondeo de resultados intermedios.

Otras estimaciones de $f_{t-x}(i)$ figuran en el cuadro 169. Se obtienen promediando los valores pertinentes de $f_{t-x}(a)$, tal como se especifica en la siguiente ecuación general:

$$f_{t-x}(i) = \sum_{a=10+5i}^{14+5i} f_{t-x}(a) \qquad \text{(C.15)}$$

En los cuadros 168 y 169 también figuran los valores de la fecundidad global. En ambos casos, se obtienen sumando los valores de $f_{t-x}(a)$ o los valores de $f_{t-x}(i)$ multiplicados por cinco para tener en cuenta el hecho de que el segundo valor representa promedios de cinco años. La diferencia entre los valores de la fecundidad global que aparecen en el cuadro 168 y los que figuran en el cuadro 169 se debe al hecho de que los valores del cuadro 168 incluyen las tasas de fecundidad para los 14 años de edad, mientras que los del cuadro 169 no lo hacen.

Nótese que cada conjunto de tasas de fecundidad y estimaciones de fecundidad global van encabezados con un par de años, indicando el período al que se refieren las tasas. De acuerdo a la notación usada en esta sección, el segundo o último año de cada período se denota por $(t - x)$.

Considérese la secuencia de estimaciones de la fecundidad global obtenidas aplicando el método de hijos propios (que figura en el cuadro 169). Por lo general, estas estimaciones tienden a aumentar cuando se retrocede en el tiempo. Hay, sin embargo, algunas excepciones a un incremento monótono. Las estimaciones anuales para los períodos 1965/66 y 1967/68 son mayores que las de los años vecinos. Son estimaciones derivadas de niños cuyas edades declaradas en 1978 eran 12 y 10 años, respectivamente. Como es obvio, la atracción de esas edades preferidas es la causa de las estimaciones relativamente altas de la fecundidad global asociadas con 1965/66 y 1967/68. La fecundidad global relativamente baja estimada para 1966/67 se debe probablemente a errores en la declaración de la edad: rechazo de la edad 11 en 1978. Para suavizar algunos de los altibajos observados en las estimaciones de la fecundidad global, se calculan promedios de las estimaciones para años contiguos. Las estimaciones que figuran en el cuadro 170 se obtuvieron por esta vía; por ejemplo,

$$f_{1967-1969}(3) = (f_{1966/67}(3) + f_{1967/68}(3) + f_{1968/69}(3))/3.0$$

$$= (0.2759 + 0.2823 + 0.2549)/3.0 = 0.2710$$

y

$$TF_{1967-1969} = (TF_{1966/67} + TF_{1967/68} + TF_{1968/69})/3.0$$

$$= (5.8168 + 6.1170 + 5.5807)/3.0 = 5.8382$$

Las estimaciones suavizadas de la fecundidad global que figuran en el cuadro 170 aumentan monótonamente cuando se retrocede hacia el pasado; esto es, son consistentes con la existencia de un descenso a largo plazo de la fecundidad. Los niveles que implican son, en conjunto, satisfactorios pero no deberían interpretarse demasiado estrictamente. En particular, parece probable que la fuerte atracción de la edad 12 puede sesgar positivamente la estimación de 1964-1966, y la omisión selectiva de niños pequeños puede sesgar negativamente la estimación para 1976-1978. Es necesario comparar estas estimaciones con las obtenidas de otras fuentes y por otros métodos para validarlas.

Para concluir, hay que señalar que el método de hijos propios, tal como se ha descrito aquí, utiliza estimaciones invariables de mortalidad para todo el período que se considera. La modificación del método para el caso en que la mortalidad ha cambiado es inmediata, aunque no sea fácil contar con la información necesaria para estimar con cierta confianza tasas de mortalidad para diversos períodos. Por tanto, la versión del método descrita aquí resulta indicada para muchos de los casos que se encuentran en la práctica.

CUADRO 169. TASAS ESTIMADAS DE FECUNDIDAD ANUAL, POR GRUPOS QUINQUENALES DE EDAD, COLOMBIA, 1963/64-1977/78

| *Grupo de edad* | *Tasas de fecundidad estimadas $f_{t-x}(i)$* | | | | | | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | *1963/1964* | *1964/1965* | *1965/1966* | *1966/1967* | *1967/1968* | *1968/1969* | *1969/1970* | *1970/1971* | *1971/1972* | *1972/1973* | *1973/1974* | *1974/1975* | *1975/1976* | *1976/1977* | *1977/1978* |
| 15-19 | 0.1402 | 0.1386 | 0.1278 | 0.1231 | 0.1121 | 0.1058 | 0.1096 | 0.1198 | 0.0990 | 0.0947 | 0.0987 | 0.0939 | 0.0761 | 0.0722 | 0.0703 |
| 20-24 | 0.3139 | 0.2792 | 0.3146 | 0.2679 | 0.2858 | 0.2821 | 0.2625 | 0.2738 | 0.2494 | 0.2306 | 0.2107 | 0.2080 | 0.2013 | 0.1837 | 0.1882 |
| 25-29 | 0.3145 | 0.2977 | 0.3236 | 0.2759 | 0.2823 | 0.2549 | 0.2847 | 0.2657 | 0.2391 | 0.2350 | 0.2233 | 0.1935 | 0.2015 | 0.1852 | 0.1831 |
| 30-34 | 0.2508 | 0.2663 | 0.3007 | 0.2252 | 0.2702 | 0.2164 | 0.2239 | 0.2398 | 0.1924 | 0.1719 | 0.1868 | 0.1675 | 0.1621 | 0.1390 | 0.1548 |
| 35-39 | 0.1949 | 0.1955 | 0.2390 | 0.1648 | 0.1767 | 0.1589 | 0.1993 | 0.1594 | 0.1582 | 0.1285 | 0.1288 | 0.1226 | 0.1106 | 0.0902 | 0.0985 |
| 40-44 | 0.0906 | 0.0857 | 0.0803 | 0.0885 | 0.0738 | 0.0715 | 0.0800 | 0.0850 | 0.0783 | 0.0772 | 0.0606 | 0.0572 | 0.0386 | 0.0284 | 0.0430 |
| 45-49 | 0.0177 | 0.0199 | 0.0173 | 0.0181 | 0.0225 | 0.0267 | 0.0133 | 0.0195 | 0.0222 | 0.0209 | 0.0124 | 0.0101 | 0.0107 | 0.0101 | 0.0135 |
| FECUNDIDAD GLOBAL | 6.6133 | 6.4143 | 7.0166 | 5.8168 | 6.1170 | 5.5807 | 5.8664 | 5.8155 | 5.1928 | 4.7934 | 4.6068 | 4.2640 | 4.0045 | 3.5441 | 3.7566 |

CUADRO 170. TASAS ESTIMADAS DE FECUNDIDAD TRIENAL, POR GRUPOS QUINQUENALES DE EDAD, COLOMBIA, 1964-1978

| *Grupo de edad* | *1964-1966* | *1967-1969* | *1970-1972* | *1973-1975* | *1976-1978* |
|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 0.1355 | 0.1136 | 0.1095 | 0.0958 | 0.0729 |
| 20-24 | 0.3026 | 0.2786 | 0.2619 | 0.2164 | 0.1911 |
| 25-29 | 0.3120 | 0.2710 | 0.2632 | 0.2173 | 0.1899 |
| 30-34 | 0.2726 | 0.2373 | 0.2187 | 0.1754 | 0.1520 |
| 35-39 | 0.2098 | 0.1668 | 0.1723 | 0.1266 | 0.0997 |
| 40-44 | 0.0855 | 0.0779 | 0.0811 | 0.0650 | 0.0366 |
| 45-49 | 0.0183 | 0.0224 | 0.0184 | 0.0145 | 0.0114 |
| FECUNDIDAD TOTAL | 6.6814 | 5.8382 | 5.6249 | 4.5547 | 3.7684 |

# *Capítulo IX*

# ESTIMACION DE MORTALIDAD ADULTA USANDO DISTRIBUCIONES POR EDAD DE CENSOS SUCESIVOS

## A. Antecedentes de los métodos

### 1. *Uso de una serie de distribuciones por edad de la población*

Ya se ha subrayado el valor que tiene para la estimación demográfica el contar con información básicamente igual sobre una población en dos momentos dados, por ejemplo, al examinar estimaciones de fecundidad derivadas de retroproyección para períodos que se traslapan (capítulo VIII) y en las secciones que describen métodos basados en el concepto de cohorte hipotética (véanse capítulos II, III y IV). Las distribuciones por edad y sexo a partir de enumeraciones sucesivas de una población también suministran una base para estimar la mortalidad intercensal. En una población cerrada con dos censos precisos distantes $t$ años, la población de edad $x + t$ en el segundo censo representa a los supervivientes de la población de edad $x$ en el primer censo, por lo que es posible calcular la probabilidad de supervivencia intercensal desde la edad $x$ a la edad $x + t$. Pueden obtenerse entonces medidas de mortalidad tradicionales a partir de la secuencia de probabilidades de supervivencia para sucesivas edades iniciales $x$.

Este método de estimación de la mortalidad a partir de la supervivencia intercensal es atractivamente sencillo e inmediato, requiriendo sólo lo más básico de la información censal, sin hacer supuestos sobre el patrón de la mortalidad por edades y produciendo estimaciones de esta última para un período claramente definido. El problema es que estas ventajas se ven anuladas por los requisitos de que los censos sean precisos y la población cerrada. En la práctica, la aplicación de este método produce muy a menudo resultados decepcionantes. La migración puede afectar a una población tanto como la mortalidad; y, en particular, en edades adultas jóvenes, su influencia en el tamaño de la población puede ser más importante que la de la mortalidad. Las declaraciones erróneas de edad pueden también distorsionar mucho los resultados; una preferencia marcada al declarar la edad por años terminados en ciertos dígitos introducirá una variabilidad considerable en los cocientes estimados de supervivencia, y aunque puede reducirse hasta cierto punto con el uso de datos agrupados, esta táctica no resuelve los problemas asociados con la exageración o la reducción sistemáticas de la edad declarada respecto de la verdadera. Cambios en el grado de cobertura de la enumeración entre un censo y el siguiente pueden, si no es viable ningún ajuste, barrer completamente los efectos de la mortalidad, dando lugar a resultados totalmente erróneos; de hecho, cabe decir sin exageración que, en muchos casos, las estimaciones de supervivencia intercensal son mejores indicadores de la comparabilidad de dos enumeraciones censales que del nivel de mortalidad intercensal.

Pese a esos problemas, vale la pena aplicar el método siempre que se pueda, ya que si los errores en los datos básicos no son grandes, se podrán obtener estimaciones útiles de la mortalidad usando grupos de edad apropiados y algunas técnicas de suavización; e incluso cuando los errores en los datos sean grandes, las probabilidades de supervivencia calculadas pueden ser indicadores útiles de la naturaleza de esos errores.

### 2. *Organización de este capítulo*

Los métodos descritos en este capítulo se basan todos ellos en el uso de dos distribuciones sucesivas por edad (y preferiblemente por sexo) de una población. Las distribuciones por edad deben obtenerse de enumeraciones completas, ya que los errores muestrales distorsionarían en gran medida los resultados si se usaran datos de encuestas por muestreo; y la población debería ser cerrada, es decir, no sujeta a migración alguna, a falta de lo cual, una distribución o la otra debería ajustarse con respecto a los efectos de la migración neta. Los cálculos se simplifican en gran medida si la amplitud del período intercensal es un múltiplo exacto de cinco años, aunque es posible usar períodos de otra longitud que no debería exceder, en general, los 15 años. Las principales características de los métodos disponibles se describen a continuación (para datos necesarios y parámetros estimados, véase cuadro 171):

*Sección B. Estimación de la mortalidad a partir de probabilidades de supervivencia intercensal.* Se describe el procedimiento tradicional para estimar la mortalidad adulta a partir de dos distribuciones por edad de censos sucesivos calculando las probabilidades de supervivencia por cohorte para el período intercensal. También se presentan diferentes procedimientos para suavizar[1] las probabilidades calculadas, usando las tablas de vida modelo de Coale-Demeny o el sistema

[1] El término "suavizar" se usa en este *Manual* en un sentido más general para significar la eliminación o minimización de irregularidades a menudo presentes en los datos brutos o en estimaciones preliminares obtenidas de ellos. En tal sentido, el conjunto de posibles "técnicas de suavización" engloba una amplia gama de procedimientos, que van desde el ajuste de modelos a simples promedios. Las técnicas de suavización tradicionales aplicadas a distribuciones por edad y a tasas observadas de mortalidad por edades forman parte de ese conjunto, pero no lo agotan. Los procedimientos un tanto más burdos que se describen en este *Manual* resultan necesarios por ser los datos básicos disponibles a la vez deficientes e incompletos.

CUADRO 171. GUÍA ESQUEMÁTICA DEL CONTENIDO DEL CAPÍTULO IX

| *Sección* | *Subsección y método* | *Tipo de datos empleados* | *Parámetros estimados* |
|---|---|---|---|
| B. Estimación de la mortalidad a partir de probabilidades de supervivencia intercensal | B.2. Cocientes de supervivencia para cohortes quinquenales suavizados usando las tablas de vida de Coale y Demeny | Población clasificada por edad y sexo a partir de dos censos distantes 15 años o menos. Si el período intercensal no es un múltiplo exacto de cinco, al menos una distribución por edades debe ser por años simples<br>Una estimación de la migración intercensal neta | Una tabla de vida para el período intercensal a partir, aproximadamente, de los 10 años de edad |
| | B.3. Cocientes de supervivencia para cohortes quinquenales suavizados usando el sistema logito | Población clasificada por edad y sexo a partir de dos censos distantes 15 años o menos. Si el período intercensal no es un múltiplo exacto de cinco, al menos una distribución por edades debe ser por años simples<br>Una estimación de la migración intercensal neta | Una tabla de vida para el período intercensal a partir, aproximadamente, de los 10 años de edad |
| | B.4. Cocientes de supervivencia suavizados por acumulación y usando las tablas de vida de Coale y Demeny | Población clasificada por edad y sexo a partir de dos censos distantes 15 años o menos. Si el período intercensal no es un múltiplo de cinco, al menos una distribución por edades debe ser por años simples<br>Una estimación de la migración intercensal neta | Una tabla de vida para el período intercensal a partir, aproximadamente, de los 10 años de edad |
| C. Supervivencia intercensal con información adicional sobre el patrón de la mortalidad por edades | | Población clasificada por edad y sexo a partir de dos censos distantes 15 años o menos. Si el período intercensal no es un múltiplo exacto de cinco, al menos una distribución por edades debe ser por años simples<br>Defunciones registradas durante el período intercensal clasificadas por edad y sexo<br>Estimaciones de la migración intercensal neta (para ajustar los datos brutos, de ser necesario) | Grado de cobertura de las defunciones registradas con respecto a la cobertura del segundo censo<br>Grado de cobertura del primer censo en relación con el del segundo |
| D. Estimación de una tabla de vida después de la niñez a partir de una distribución por edades y de tasas de crecimiento intercensal | | Población clasificada por edad y sexo a partir de dos censos distantes 15 años o menos. La misma clasificación por edades debe usarse para ambas poblaciones<br>Estimaciones de la migración neta intercensal (para ajustar los datos brutos, de ser necesario) | Estimaciones de ${}_5L_x$ a partir de los 10 ó 15 años de edad |

logito con el objeto de estimar un solo parámetro de la mortalidad. Se incluyen variantes basadas en distribuciones por edad acumuladas y no acumuladas;

*Sección C. Supervivencia intercensal con información adicional sobre el patrón de la mortalidad por edades.* En una población cerrada, la reducción proporcional del tamaño de una cohorte de un censo al otro puede compararse con la reducción proporcional esperada en base a las defunciones de miembros de la cohorte captadas por un sistema de registro civil o una pregunta retrospectiva de una encuesta. Como las distribuciones por edad de la población y de las defunciones son muy distintas, es posible desglosar los efectos de cambios en la cobertura de la enumeración de aquellos debidos a una cobertura deficiente de los fallecimientos. Concretamente, si la cobertura de la enumeración y la cobertura de las defunciones no varían con la edad, al menos después de la niñez, puede estimarse el grado de cobertura de un censo respecto del otro, y el del registro de los fallecimientos en relación con cualquiera de ellos. El procedimiento se ve seriamente afectado, sin embargo, por errores sistemáticos en la declaración de la edad;

*Sección D. Estimación de una tabla de vida después de la niñez a partir de una distribución por edades y tasas de crecimiento intercensales.* Las dos enumeraciones censales suministran los datos necesarios para calcular las tasas de crecimiento intercensales para grupos quinquenales de edad. Estas tasas pueden usarse entonces para convertir la distribución media por edades de los dos censos en una población estacionaria, esto es, en una función ${}_5L_x$ de la tabla de vida. Este método resulta atractivo desde el punto de vista del cálculo cuando la longitud del período intercensal no es un múltiplo de cinco años.

## B. ESTIMACIÓN DE LA MORTALIDAD A PARTIR DE PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA INTERCENSAL

### 1. *Fundamento y justificación de los métodos*

Los métodos descritos en esta sección se basan todos en la misma y muy sencilla información, a saber, el

cambio de tamaño de cohortes sucesivas en una población desde un censo al siguiente. Los métodos difieren sólo en el modo en que esta información básica se suaviza para reducir los efectos de errores y se convierte en indicadores de la mortalidad. Por tanto, las subsecciones B.3 y B.4 sólo cubren los pasos que son diferentes de los descritos en la subsección B.2.

2. *Cocientes de supervivencia intercensal para cohortes quinquenales suavizados usando las tablas de vida de Coale y Demeny*

a) *Datos requeridos*

Los datos necesarios para aplicar este método son:

*a*) Dos enumeraciones censales con poblaciones clasificadas por edad y sexo. (La clasificación por sexo no es necesaria, pero ya que generalmente se dispone de ella, es útil considerarla siempre que sea posible). Aunque $\omega$, la mayor edad alcanzada por el hombre, es el límite teórico del valor del intervalo intercensal $t$ (medido en años), en la práctica, para intervalos superiores a 15 años la información disponible es insuficiente y es más probable que los cálculos se vean afectados por cambios que no están relacionados con la mortalidad. Si $t$ es divisible por cinco, pueden usarse grupos quinquenales para clasificar ambas enumeraciones e identificar así las cohortes del primer censo en el segundo; si $t$ no es múltiplo de cinco, es necesario que una de las distribuciones por edad esté clasificada por años simples, a fin de que puedan identificarse cohortes comparables.

b) *Procedimiento de cálculo*

A continuación se enumeran los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: ajuste con respecto a la migración neta intercensal y a la cobertura territorial.* Una migración neta sustancial durante el período intercensal hará generalmente inservible el método de la supervivencia intercensal. Sin embargo, cuando es posible ajustar una u otra distribución por edades con respecto a los efectos de la migración por edad, puede aplicarse el método después del ajuste. Desafortunadamente, es poco común contar con información adecuada sobre migración, y no pueden exponerse aquí procedimientos generales para efectuar tal ajuste. Por otro lado, los problemas introducidos por cambios en la cobertura territorial pueden no ser muy serios. Mediante una pertinente agregación de información subnacional a partir de uno u otro censo, es generalmente posible obtener distribuciones por edad para poblaciones comparables. No es preciso ilustrar procedimientos generales para hacerlo, aunque hay que señalar la necesidad de introducir ajustes apropiados si se han producido cambios en la cobertura territorial.

*Paso 2: agrupación de datos por cohortes a partir de los dos censos.* Las técnicas simples de supervivencia intercensal descartan por lo general los efectos de la distribución por edad dentro de las agrupaciones que representan cohortes, suponiendo de hecho que la población se distribuye en cada grupo de edad de la misma forma que si fuese una población estacionaria o sea la de una tabla de vida. Una consecuencia de este supuesto simplificador es que la amplitud de las cohortes consideradas no debe ser demasiado grande (probablemente no más de cinco años). También son convenientes las agrupaciones de cinco años de amplitud porque la mayor parte de los sistemas de tablas de vida modelo se tabulan para grupos quinquenales de edad, aunque en caso necesario pueden usarse otras agrupaciones. Si el período intercensal $t$ es divisible por cinco, los miembros de grupos quinquenales de edad convencionales de $x$ a $x + 4$ en el primer censo se convertirán en miembros de grupos quinquenales convencionales de $x + t$ a $x + t + 4$ en el segundo; y no será necesario reagruparlos. Si $t$ no es divisible por cinco, puede usarse una distribución por años simples ya sea para el primero o para el segundo censo para crear grupos correspondientes a cohortes convencionales de cinco años en el otro censo. En los casos en que ciertas edades sean marcadamente atractivas y haya el peligro de que puedan introducir exageraciones sistemáticas de la edad, pueden usarse grupos quinquenales de edad no convencionales (como 3 a 7, 8 a 12 y 13 a 17) centrados en las edades que terminan en dígitos preferidos.

*Paso 3: ajuste con respecto a un intervalo intercensal que no sea un número exacto de años.* Cuando el intervalo intercensal no es un número exacto de años, debe ajustarse ligeramente una u otra población, desplazándola hacia adelante o hacia atrás con el objeto de aproximar la población correspondiente a la fecha más próxima que defina un intervalo con un número exacto de años y suprimir así el ligero efecto que el crecimiento normal de la población tendría sobre las estimaciones de supervivencia intercensal. La tasa de crecimiento intercensal $r$ puede calcularse como

$$r = [\ln(N_2) - \ln(N_1)]/t$$

donde $N_2$ es la población total enumerada por el segundo censo; $N_1$, la población total enumerada por el primero; y $t$ es el período intercensal medido en años. Esta tasa de crecimiento puede entonces usarse para desplazar ya sea la primera o la segunda distribuciones por edad, el lapso de tiempo requerido. Si la fracción decimal de $t$ es menos de 0,5, el intervalo intercensal debería reducirse a $t$ años exactos, mientras que si es mayor, el intervalo debería ampliarse a $t + 1$ años exactamente. Si la fracción decimal de $t$ se denota por $z$, el intervalo intercensal puede abreviarse a $t$ años ya sea multiplicando cada grupo de edad en el primer censo por el factor $\exp[(rz)]$ o multiplicando cada grupo de edad en el segundo censo por el factor $\exp[(-rz)]$. El intervalo puede ampliarse, ya sea multiplicando cada grupo de edad en el primer censo por el factor $\exp[(r(z - 1{,}0))]$, o bien multiplicando cada grupo de edad en el segundo censo por el factor $\exp[(r(1{,}0 - z))]$.

*Paso 4: cálculo de los cocientes de supervivencia por cohorte.* Las probabilidades o cocientes de supervivencia por cohorte durante el período intercensal, denotados por ${}_tS_{x,x+5}$, pueden ahora calcularse dividiendo el tamaño de la cohorte en el segundo censo por su tamaño en el primero. Esos cocientes de supervivencia se

aproximarán a las probabilidades de supervivencia de una tabla de vida (o población estacionaria), siempre que los efectos de las desviaciones de la distribución real por edades en las cohortes respecto de la distribución correspondiente a la población estacionaria sean pequeños (como suele ocurrir). Así,

$$_tS_{x,x+5} = {}_5N_{x+t}^2 / {}_5N_x^1 = {}_5L_{x+t} / {}_5L_x$$

donde $t$ es la amplitud ajustada del intervalo intercensal después de aplicar el paso 3; ${}_5N_x^1$ es la población de edad $x$ a $x + 4$ enumerada por el primer censo; y ${}_5N_{x+t}^2$ es la población de edad $x + t$ a $x + t + 4$ enumerada por el segundo censo.

*Paso 5: ajuste de una tabla de vida modelo de Coale y Demeny.* La consistencia de los cocientes de supervivencia por cohorte calculados en el paso 4 puede ser convenientemente examinada encontrando el nivel de mortalidad, en las tablas modelo de Coale y Demeny, a que corresponde cada cociente. Puede encontrarse entonces una estimación óptima del nivel de mortalidad descartando cualesquiera valores divergentes que sean detectados, y basando la estimación en los demás (tomando su promedio, por ejemplo). Si el período intercensal ajustado $t$ es divisible por cinco, los cocientes de la población estacionaria del tipo ${}_5L_{x+t}/{}_5L_x$ pueden calcularse directamente para niveles pertinentes de la familia regional elegida en las tablas de vida modelo. Si $t$ no es divisible por cinco, sin embargo, serán necesarios pasos adicionales, ya que las tablas de vida de Coale y Demeny no proporcionan distribuciones por edad de poblaciones estacionarias para grupos de edad no convencionales. El procedimiento más sencillo es calcular las distribuciones de una población estacionaria por grupos de edad no convencionales ponderando simplemente los valores convencionales adyacentes por las proporciones en los grupos de edad considerados. Así, ${}_5L_{19}$, la población estacionaria de 19 a 23 años, cubre un quinto del grupo de edad 15 a 19 y cuatro quintos del grupo de edad 20 a 24. Puede aproximarse así

$${}_5L_{19} = (\frac{1}{5})\,{}_5L_{15} + (\frac{4}{5})\,{}_5L_{20}$$

De hecho, si la función $l(x)$ fuera lineal con la edad, esta aproximación sería exacta.

Si se requiere mayor precisión, los valores de ${}_5L_{x+n}$ pueden estimarse a partir de los valores tabulados de $l(x)$, $l(x + 5)$ y $l(x + 10)$ usando la ecuación (B.1):

$${}_5L_{x+n} = a(n)\,l(x) + b(n)\,l(x+5) + c(n)\,l(x+10) \qquad \text{(B.1)}$$

donde los coeficientes $a(n)$, $b(n)$ y $c(n)$, para valores de $n$ de 0 a 4, se calculan ajustando un polinomio de segundo grado a los valores de $l(x)$. Los valores de esos coeficientes figuran en el cuadro 172.

*Paso 6: estimación de la tabla de vida completa.* La supervivencia intercensal no suministra información sobre la mortalidad experimentada por los nacidos entre los censos, ya que el primer censo no proporciona su número inicial (un registro completo de nacimientos puede responder a esta necesidad, pero cuando los nacimientos se registran cabalmente, es probable que mejores estimaciones de la mortalidad puedan derivarse de otras fuentes). Con el fin de obtener una tabla de vida completa será necesario, por tanto, contar con mayor información sobre la mortalidad en la niñez. La fuente más satisfactoria de tales estimaciones es información sobre hijos nacidos vivos e hijos supervivientes (véase capítulo III). Si se dispone de estimaciones de ese tipo, los métodos descritos en el capítulo VI para vincular estimaciones de mortalidad en la niñez y adulta pueden usarse para obtener una tabla de vida completa.

CUADRO 172. COEFICIENTES PARA ESTIMAR LA DISTRIBUCIÓN POR EDAD DE UNA POBLACIÓN ESTACIONARIA, ${}_5L_x$, POR GRUPOS DE EDAD NO CONVENCIONALES

| Indice $n$ (1) | Coeficientes $a(n)$ (2) | $b(n)$ (3) | $c(n)$ (4) |
|---|---|---|---|
| 0 | 2.083 | 3.333 | −0.417 |
| 1 | 1.183 | 4.133 | −0.317 |
| 2 | 0.483 | 4.533 | −0.017 |
| 3 | −0.017 | 4.533 | 0.483 |
| 4 | −0.317 | 4.133 | 1.183 |
| 5 | −0.417 | 3.333 | 2.083 |

Ecuación de estimación:
${}_5L_{x+n} = a(n)\,l(x) + b(n)\,l(x+5) + c(n)\,l(x+10)$
donde x es múltiplo de cinco.

Subsistirá un problema, sin embargo, cuando no se disponga de una estimación independiente de la mortalidad en la niñez. Ya que se ha recurrido al sistema de tablas de vida de Coale y Demeny para seleccionar una tabla modelo (véase paso 5), puede adoptarse el patrón de mortalidad de ese modelo tomando como representativa la tabla asociada con el nivel promedio de mortalidad de las probabilidades de supervivencia intercensal.

c) *Primer ejemplo detallado: Panamá, 1960-1970*

El primer ejemplo detallado ilustra un caso bastante sencillo en que el intervalo intercensal es de 10 años y la declaración de edades es razonablemente buena. En Panamá se levantaron censos el 11 de diciembre de 1960 y el 10 de mayo de 1970. Este ejemplo examina sólo la supervivencia intercensal de la población femenina, aunque en un estudio completo, tal análisis debería hacerse tanto para varones como para mujeres. En el cuadro 173 figura la población femenina enumerada por los dos censos, clasificada por grupos quinquenales de edad.

A continuación se describe el procedimiento de cálculo para este ejemplo.

*Paso 1: ajuste con respecto a la migración neta intercensal y a la cobertura territorial.* Como no se dispone de información sobre migración intercensal por edades, no se realiza ajuste alguno. Entre 1960 y 1970 no se dio ningún cambio en la cobertura territorial; por tanto, no se necesita ningún ajuste con respecto a tal cobertura.

*Paso 2: agrupación de datos por cohortes a partir de los dos censos.* Como el intervalo entre los dos censos

CUADRO 173. POBLACIÓN FEMENINA ENUMERADA Y AJUSTADA EN 1960, POBLACIÓN ENUMERADA EN 1970 Y COCIENTES DE SUPERVIVENCIA POR COHORTES, PANAMÁ

| Grupo de edad (1) | Población en 1960 | | Población en 1970 | Cociente de supervivencia por cohortes (edad de la cohorte en 1970) |
|---|---|---|---|---|
| | Enumerada (2) | Ajustada[a] (3) | Enumerada (4) | (5) |
| 0-4 | 90 071 | 88 477 | 114 017 | - |
| 5-9 | 76 598 | 75 242 | 106 944 | - |
| 10-14 | 63 635 | 62 509 | 85 253 | 0.9636 |
| 15-19 | 54 431 | 53 468 | 73 381 | 0.9753 |
| 20-24 | 45 634 | 44 826 | 63 010 | 1.0080 |
| 25-29 | 37 818 | 37 149 | 50 924 | 0.9524 |
| 30-34 | 32 179 | 31 609 | 40 885 | 0.9121 |
| 35-39 | 28 724 | 28 216 | 36 115 | 0.9722 |
| 40-44 | 23 974 | 23 550 | 29 409 | 0.9304 |
| 45-49 | 20 618 | 20 253 | 25 360 | 0.8988 |
| 50-54 | 15 068 | 14 801 | 21 775 | 0.9246 |
| 55-59 | 11 999 | 11 787 | 17 632 | 0.8706 |
| 60-64 | 10 283 | 10 101 | 13 004 | 0.8786 |
| 65-69 | 6 737 | - | 10 061 | 0.8536 |
| 70-74 | 5 242 | 18 403 | 6 690 | 0.6623 |
| 75+ | 6 756 | - | 9 873 | 0.5365 |
| TOTAL | 529 767 | | 704 333 | |

[a] Población enumerada multiplicada por un factor de 0,9823 para desplazar la del 11 de diciembre de 1960 al 10 de mayo de 1960.

es del orden de nueve años y medio, una de las poblaciones tiene que ser desplazada ligeramente para hacer que las cohortes concuerden. El intervalo exacto, 9,41 años, es algo más próximo a nueve años que a 10, por lo que el ajuste necesario se minimizaría desplazando la primera población ligeramente hacia adelante o desplazando la segunda hacia atrás, para crear un período intercensal de nueve años. Sin embargo, presenta tantas ventajas trabajar con intervalos múltiplos de cinco que, como el intervalo real es sólo ligeramente inferior a nueve años y medio, la conveniencia pesa más que la ganancia marginal de precisión. Así, el primer censo se trasladará hacia atrás para aproximar la población femenina al 10 de mayo de 1960 (los resultados serían precisamente los mismos si el segundo censo se desplazara hacia adelante hasta el 11 de diciembre de 1970). Los grupos quinquenales de edad convencionales definirán por tanto cohortes, y no será necesaria una reagrupación.

*Paso 3: ajuste con respecto a la amplitud del intervalo intercensal.* La población femenina total en 1960 era de 529,767, y en 1970 de 704.333; así, la tasa exponencial de crecimiento de la población durante el período intercensal 1960-1970 es

$$r = \frac{\ln [N_2] - \ln [N_1]}{t_2 - t_1} = \frac{13.4650 - 13.1802}{9.41} = 0.0303$$

El factor de ajuste $k$ que se necesita para ajustar la población de 1960 con respecto a un crecimiento de 0,59 de un año se obtiene entonces como

$$k = \exp[(0.0303)(9.41 - 10.00)] =$$

$$\exp(-0.0179) = 0.9823$$

En la columna (3) del cuadro 173 figura la población ajustada.

*Paso 4: cálculo de los cocientes de supervivencia por cohorte.* Los cocientes o probabilidades de supervivencia por cohorte se calculan dividiendo cada cohorte enumerada en el segundo censo entre la misma cohorte enumerada en el primer censo, usando, claro está, los datos ajustados de las columnas (3) y (4) del cuadro 173. Así, por ejemplo, los supervivientes de la cohorte 20 a 24 del primer censo tendrán 30 a 34 años en el segundo, y la probabilidad de sobrevivir 10 años para esa cohorte, ${}_{10}S_{20,24}$, se calcula como sigue:

$${}_{10}S_{20,24} = \frac{{}_5N_{30}^2}{{}_5N_{20}^1} = \frac{40,885}{44,826} = 0.9121$$

donde ${}_5N_x^1$ y ${}_5N_{x+10}^2$ son las poblaciones de edad $x$ a $x + 4$ en el primer censo y $x + 10$ a $x + 14$ en el segundo, respectivamente. Los resultados para todos los grupos de edad figuran en la columna (5) del cuadro 173. Nótese que la población femenina se clasificó por grupos quinquenales de edad sólo hasta los 74 años, siendo el grupo superior de 75 años y más. Como las mujeres que tenían más de 75 años en 1970 son las supervivientes de las que tenían más de 65 en 1960, el último cociente de supervivencia es la probabilidad de sobrevivir 10 años para las mujeres que tenían 65 y más años en 1960.

*Paso 5: ajuste de una tabla de vida modelo de Coale y Demeny.* Los cocientes de supervivencia por cohorte que figuran en la columna (5) del cuadro 173 muestran bastante variabilidad; e incluso hay un cociente con un valor que, en ausencia de migración, sería imposible (mayor que 1,0). El ajuste de una tabla de vida modelo es por lo tanto deseable. El nivel de mortalidad asociado con cada estimación (excluyendo los que son imposibles o quedan fuera de los límites) puede hallarse en una familia de las tablas de vida modelo de Coale y Demeny. En el caso de Panamá, se selecciona la familia Oeste como la más indicada.

Se supone que las probabilidades de supervivencia por cohorte, ${}_{10}S_{x,x+4}$, son equivalentes a los cocientes de supervivencia para una población estacionaria, ${}_5L_{x+10}/{}_5L_x$. Estas probabilidades o cocientes de supervivencia estacionaria no se tabulan en las tablas de Coale y Demeny, pero sus valores figuran en la segunda mitad del anexo X (cuadros 271 a 278). El cuadro 174 muestra los cocientes de supervivencia por cohorte (tomados de la columna (5) del cuadro 173), los cocientes de supervivencia de una población estacionaria (también llamados en lo sucesivo "cocientes modelo") para diversos niveles de mortalidad de la familia Oeste de las tablas de vida modelo, y los niveles implicados por los cocientes por cohorte, obtenidos interpolando entre los valores modelo. La interpolación es inmediata: si el cociente por cohorte queda entre el nivel $\nu$ y el $\nu + 1$, se halla su nivel correspondiente, $z$, interpolando como sigue

$$z(x) = \nu + \frac{{}_{10}S_{x,x+4} - [{}_5L_{x+10}^{\nu} / {}_5L_x^{\nu}]}{[{}_5L_{x+10}^{\nu+1} / {}_5L_x^{\nu+1}] - [{}_5L_{x+10}^{\nu} / {}_5L_x^{\nu}]} \qquad \text{(B.2)}$$

donde $\nu$ y $\nu + 1$ indican los niveles de mortalidad de los cocientes modelo. Si el intervalo entre los niveles a que corresponden los cocientes modelo es de dos niveles, tal como se indica en el cuadro 174, el término que hay que añadir a $\nu$ tendrá que multiplicarse por dos. Se advertirá que dos de los niveles interpolados que figuran en el cuadro 174 son altos (por encima de 20) y que dos son inferiores a 14. Descartando estos valores divergentes, puede obtenerse una estimación del nivel general promediando las estimaciones restantes; en este caso, la estimación obtenida es 16,1. Se toma entonces este nivel como una estimación óptima del nivel de mortalidad después de los 10 años de edad para mujeres en Panamá, sobre la base de las dos enumeraciones censales.

*Paso 6: estimación de la tabla de vida completa.* Hasta ahora, se ha estimado el nivel de mortalidad adulta pero no el nivel de mortalidad en la niñez. Si no se dispone de información sobre esta última, lo mejor que cabe hacer es suponer que el nivel de los adultos también se aplica a la niñez y adoptar una tabla de vida completa del nivel estimado; en el caso de Panamá, ese nivel es 16,1.

Si se dispone de información sobre mortalidad en la niñez, las estimaciones de supervivencia adulta obtenidas de una tabla de vida modelo del nivel estimado pueden vincularse con una estimación independiente de la probabilidad de sobrevivir hasta la edad 5. En el capítulo III, el nivel de mortalidad femenina de la niñez en Panamá en los años sesenta se estimaba en 18,05 (de acuerdo al modelo Oeste), por lo que se adopta una tabla de vida de ese nivel hasta la edad 5. Así, $l(1) = 0{,}9405$ y $l(5) = 0{,}9165$. Se calculan entonces las probabilidades de sobrevivir a partir de la edad 5 con respecto al nivel 16,1 y se usan para completar la tabla de vida desde esa edad, tal como figura en el cuadro 175. Para fines de comparación, se incluye también la función $l(x)$ de la tabla de vida que se generará en la subsección B.3 usando el sistema logito de tablas de vida. Como puede verse, las dos tablas de vida son ligeramente distintas en el detalle pero son muy similares en su configuración y nivel generales.

d) *Segundo ejemplo detallado: Colombia, 1951-1964*

El segundo ejemplo detallado considera un caso con más problemas, donde las declaraciones erróneas de la edad son más extensas y el período intercensal no es un cómodo múltiplo de cinco.

A continuación se describe el procedimiento de cálculo.

*Paso 1: ajuste con respecto a la migración neta intercensal y a la cobertura territorial.* Una vez más, no existe base para ajustar con respecto a la migración, y no se necesita ajuste con respecto a la cobertura territorial.

CUADRO 174. DETERMINACIÓN DEL NIVEL DE MORTALIDAD CORRESPONDIENTE A CADA COCIENTE DE SUPERVIVENCIA POR COHORTES, PANAMÁ, 1960-1970

| *Edad* $x$ *(1)* | *Cociente de supervivencia por cohorte* ${}_{10}S_{x,x+4}$ *(2)* | *Cociente de supervivencia de una población estacionaria,* ${}_5L_{x+10}/{}_5L_x$*, para niveles de mortalidad del modelo Oeste* | | | | | *Nivel de mortalidad correspondiente (8)* |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | *14 (3)* | *16 (4)* | *18 (5)* | *20 (6)* | *22 (7)* | |
| 0 | 0.9636 | 0.9382 | 0.9568 | 0.9723 | 0.9854 | 0.9941 | 16.9 |
| 5 | 0.9753 | 0.9668 | 0.9758 | 0.9836 | 0.9905 | 0.9956 | 14.9 |
| 10 | 1.0080 | 0.9602 | 0.9705 | 0.9796 | 0.9875 | 0.9941 | [a] |
| 15 | 0.9524 | 0.9497 | 0.9623 | 0.9734 | 0.9831 | 0.9919 | 14.4 |
| 20 | 0.9121 | 0.9415 | 0.9556 | 0.9683 | 0.9794 | 0.9897 | 14.0 |
| 25 | 0.9722 | 0.9341 | 0.9493 | 0.9631 | 0.9754 | 0.9868 | 18.5 |
| 30 | 0.9304 | 0.9260 | 0.9417 | 0.9563 | 0.9697 | 0.9822 | 14.6 |
| 35 | 0.8988 | 0.9160 | 0.9316 | 0.9465 | 0.9604 | 0.9743 | 14.0 |
| 40 | 0.9246 | 0.8987 | 0.9147 | 0.9303 | 0.9454 | 0.9613 | 17.3 |
| 45 | 0.8706 | 0.8688 | 0.8866 | 0.9045 | 0.9220 | 0.9414 | 14.2 |
| 50 | 0.8786 | 0.8210 | 0.8422 | 0.8639 | 0.8855 | 0.9101 | 19.4 |
| 55 | 0.8536 | 0.7489 | 0.7741 | 0.8002 | 0.8266 | 0.8580 | 21.7 |
| 60 | 0.6623 | 0.6473 | 0.6750 | 0.7042 | 0.7342 | 0.7719 | 15.1 |
| 65 | 0.5365[b] | [c] | [c] | [c] | [c] | [c] | [c] |

*Nota:* Nivel promedio (excluyendo los dos valores mínimos y los dos máximos) = 16,1.

[a] Cociente de supervivencia por encima de 1,0.

[b] ${}_{10}S_{65+}$.

[c] No calculado.

CUADRO 175. TABLA DE VIDA COMPLETA PARA EL PERÍODO INTERCENSAL USANDO LAS TABLAS DE VIDA MODELO DE COALE Y DEMENY, PANAMÁ, 1960-1970

| Edad x (1) | Valores de la probabilidad de supervivencia hasta la edad x, l(x), familia Oeste de las tablas de vida modelo: Nivel 16 (2) | Nivel 17 (3) | Nivel 16,1 (4) | Nivel 16,1 l(x+5)/l(x) (5) | Estimaciones finales de la probabilidad de supervivencia hasta la edad x: Coale-Demeny (6) | Sistema logito (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 0 | a | a | a | a | 1.0000 | 1.0000 |
| 1 | a | a | a | a | 0.9405 | 0.9323 |
| 5 | 0.8804 | 0.8985 | 0.8822 | 0.9870 | 0.9165 | 0.9046 |
| 10 | 0.8687 | 0.8887 | 0.8707 | 0.9899 | 0.9046 | 0.8954 |
| 15 | 0.8598 | 0.8811 | 0.8619 | 0.9854 | 0.8955 | 0.8883 |
| 20 | 0.8470 | 0.8701 | 0.8493 | 0.9808 | 0.8824 | 0.8777 |
| 25 | 0.8305 | 0.8558 | 0.8330 | 0.9780 | 0.8655 | 0.8638 |
| 30 | 0.8119 | 0.8394 | 0.8147 | 0.9748 | 0.8465 | 0.8478 |
| 35 | 0.7912 | 0.8211 | 0.7942 | 0.9710 | 0.8262 | 0.8297 |
| 40 | 0.7680 | 0.8001 | 0.7712 | 0.9663 | 0.8013 | 0.8088 |
| 45 | 0.7418 | 0.7760 | 0.7452 | 0.9585 | 0.7743 | 0.7841 |
| 50 | 0.7107 | 0.7466 | 0.7143 | 0.9434 | 0.7422 | 0.7533 |
| 55 | 0.6702 | 0.7075 | 0.6739 | 0.9222 | 0.7002 | 0.7121 |
| 60 | 0.6177 | 0.6560 | 0.6215 | 0.8888 | 0.6457 | 0.6575 |
| 65 | 0.5454 | 0.5843 | 0.5493 | 0.8287 | 0.5707 | 0.5817 |
| 70 | 0.4515 | 0.4889 | 0.4552 | 0.7399 | 0.4729 | 0.4813 |
| 75 | 0.3335 | 0.3663 | 0.3368 | 0.6173 | 0.3499 | 0.3547 |
| 80 | 0.2055 | 0.2297 | 0.2079 | - | 0.2160 | 0.2179 |

[a] No calculado.

*Paso 2: agrupación de datos por cohortes a partir de los dos censos.* Los censos de población se llevaron a cabo en Colombia el 9 de mayo de 1951 y el 15 de julio de 1964, siendo así el intervalo intercensal de 13,185 años. Ya que se dispone de la distribución de la población por años simples de edad a partir del censo de 1964, pueden identificarse las cohortes de grupos quinquenales de edad, de $x$ a $x + 4$, en el primer censo como cohortes de edad de $x + 13$ a $x + 17$ en el segundo. Así, los supervivientes de los que tenían 0 a 4 años en el primer censo tendrían 13 a 17 años en el segundo. En las columnas (2) y (4) del cuadro 176 figuran datos agrupados apropiadamente para la población femenina, basados en una distribución por edades simples de la población enumerada en 1964.

*Paso 3: ajuste con respecto a la amplitud del intervalo intercensal.* Como el intervalo intercensal es de 13,185 años, la población enumerada en el segundo censo puede desplazarse hacia atrás 0,185 de un año para mejorar la comparabilidad. La población femenina total en 1964 ascendió a 8.869.856, mientras que en 1951 fue de 5.649.250. Así, la tasa de crecimiento de la población femenina total fue

$$r = \frac{\ln(8{,}869{,}856) - \ln(5{,}649{,}250)}{13.185} = 0.0342$$

El factor de ajuste $k$ para el segundo censo es, por tanto,

$$k = \exp[(0.0342)(-0.185)] = 0.9937$$

CUADRO 176. POBLACIÓN FEMENINA POR GRUPOS DE EDAD, 1951 Y 1964; POBLACIÓN FEMENINA AJUSTADA, 1964, Y COCIENTES DE SUPERVIVENCIA POR COHORTE, COLOMBIA

| Grupo de edad (1) | Censo de 1951 Población femenina (2) | Censo de 1964: Grupo de edad (3) | Población femenina (4) | Población femenina ajustada[a] (5) | Cociente de supervivencia por cohorte[a] (6) |
|---|---|---|---|---|---|
| 0-4 | 921 747 | 13-17 | 988 879 | 982 649 | 1.0661 |
| 5-9 | 768 958 | 18-22 | 810 294 | 805 189 | 1.0471 |
| 10-14 | 657 753 | 23-27 | 676 158 | 671 898 | 1.0215 |
| 15-19 | 605 411 | 28-32 | 566 038 | 562 472 | 0.9291 |
| 20-24 | 550 555 | 33-37 | 499 191 | 496 046 | 0.9010 |
| 25-29 | 447 242 | 38-42 | 419 842 | 417 197 | 0.9328 |
| 30-34 | 337 311 | 43-47 | 307 196 | 305 261 | 0.9050 |
| 35-39 | 334 197 | 48-52 | 284 416 | 282 624 | 0.8457 |
| 40-44 | 239 771 | 53-57 | 190 266 | 189 067 | 0.7885 |
| 45-49 | 196 659 | 58-62 | 175 311 | 174 207 | 0.8858 |
| 50-54 | 175 580 | 63-67 | 124 648 | 123 863 | 0.7055 |
| 55-59 | 105 721 | 68-72 | 91 170 | 90 596 | 0.8569 |
| 60-64 | 116 939 | 73-77 | 49 108 | 48 799 | 0.4173 |
| 65-69 | 63 339 | 78-82 | 39 882 | 39 631 | 0.6257 |
| 70-74 | 57 175 | 83-87 | 16 949 | 16 842 | 0.2946 |
| 75-79 | 27 398 | 88-92 | 10 213 | 10 149 | 0.3704 |
| 80-84 | 24 807 | 93-97 | 3 642 | 3 619 | 0.1459 |
| 85+ | 18 687 | 98+ | 3 199 | 3 179 | 0.1701 |

[a] Ajustado con respecto a la diferencia entre el período intercensal observado, 13,185 años, y 13 años exactos.

En la columna (5) del cuadro 176 figura la población de 1964 sistemáticamente multiplicada por el factor $k$ (constante con respecto a la edad).

*Paso 4: cálculo de los cocientes de supervivencia por cohorte.* Los cocientes de supervivencia para cada cohorte se calculan dividiendo el número de supervivientes en el segundo censo (después del ajuste) entre el número correspondiente en el momento del primer censo. Así, en el cuadro 176, los números de la columna (5) se dividen entre los números de la columna (2). Los resultados figuran en la columna (6). Nótese que los cocientes de supervivencia para los primeros tres grupos de edad en 1951 son superiores a 1,0, indicando la existencia de problemas relacionados con la cobertura o con la declaración de la edad.

*Paso 5: ajuste de una tabla de vida modelo de Coale y Demeny.* Los cocientes de supervivencia por cohorte que figuran en la columna (6) del cuadro 176 se calculan para cohortes quinquenales a lo largo de un período de 13 años. Los cocientes comparables para poblaciones estacionarias no se publican en las tablas de Coale y Demeny, ni pueden calcularse directamente a partir de la información que se publica. Es posible estimarlos, pero los cálculos necesarios resultan más bien arduos, particularmente si las variaciones de nivel son sustanciales. Puede ahorrarse tiempo encontrando el nivel aproximado de mortalidad para cada cociente de supervivencia por cohorte y estimando entonces con mayor precisión los cocientes de supervivencia modelo (relativos a poblaciones estacionarias) para niveles de mortalidad adyacentes con el objeto de lograr la interpolación final.

El primer paso es encontrar el nivel de mortalidad aproximado correspondiente a cada cohorte. En las poblaciones estacionarias, un cociente de supervivencia de 13 años se encontraría casi a mitad de camino entre los cocientes de 10 años y 15 años, ambos calculados directamente a partir de las tablas publicadas. Para dar un ejemplo, considérese la cohorte de edad 40 a 44 en 1951 cuyo cociente de supervivencia de 13 años se estima en 0,7885. Mediante aproximaciones sucesivas, puede encontrarse el nivel aproximado al que corresponde ese cociente en la familia Oeste de las tablas de vida modelo. A nivel 10, el cociente de supervivencia femenina durante 10 años, ${}_5L_{50}/{}_5L_{40}$, tiene un valor de 235.666/273.796, esto es, 0,8607, mientras que el cociente de 15 años, ${}_5L_{55}/{}_5L_{40}$, tiene un valor de 0,7719. El promedio de los dos, 0,8163, es mayor que el cociente de supervivencia de la cohorte, por lo que el nivel de mortalidad aproximado de ese cociente debería ser menor. En el nivel 8, los cocientes de supervivencia equivalentes de 10 años, 15 años y su promedio son 0,8377, 0,7380 y 0,7879, valor este último más próximo al cociente por cohorte; así pues, el nivel 8 se selecciona como el nivel aproximado para el cociente de la cohorte. Procediendo de este modo, se estiman los niveles aproximados para todos los cocientes por cohorte. Figuran en la columna (3) del cuadro 177.

El paso siguiente es hacer una estimación más precisa de los cocientes de supervivencia modelo de 13 años para los niveles aproximados determinados anteriormente. Así, para la cohorte de edad 15 a 19 en 1951, el nivel aproximado es 13, por lo que hay que calcular un cociente de supervivencia modelo, ${}_5L_{28}/{}_5L_{15}$, para el nivel 13.

El valor de ${}_5L_{15}$ está tabulado en las tablas publicadas (para mujeres Oeste, nivel 13, ese valor es 3,89403). Las constantes y la ecuación que figuran en el cuadro 172 pueden usarse para estimar ${}_5L_{28}$. El tramo de edad de 28 a 32 está cubierto por los valores tabulados de $l(x)$ para 25, 30 y 35, y $n$ es igual a 28 menos 25, esto es, 3. En la tabla de vida modelo Oeste para mujeres del nivel 13, $l(25) = 0{,}74769$, $l(30) = 0{,}72326$, y $l(35)$ 0,69647; así,

$$
\begin{aligned}
{}_5L_{28} &= a(3)\,l(25)+b(3)\,l(30)+c(3)\,l(35)\\
&= (-0.017)(0.74769)+(4.533)(0.72326)+\\
&\quad (0.483)(0.69647)\\
&= 3.60222
\end{aligned}
$$

CUADRO 177. PASOS PARA ESTIMAR EL NIVEL DE MORTALIDAD AL QUE CORRESPONDE CADA COCIENTE DE SUPERVIVENCIA POR COHORTE EN EL MODELO OESTE, COLOMBIA, 1951-1964

| *Grupo de edad en 1951* (1) | *Cociente de supervivencia de 13 años por cohorte* (2) | *Modelo Oeste, cociente de supervivencia de 13 años* | | | | *Nivel de mortalidad correspondiente* (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | *Nivel aproximado* (3) | *Cociente estimado* (4) | *Nivel adyacente* (5) | *Cociente estimado* (6) | |
| 0-4 | 1.0661 | [a] | [a] | [a] | [a] | [a] |
| 5-9 | 1.0471 | [a] | [a] | [a] | [a] | [a] |
| 10-14 | 1.0215 | [a] | [a] | [a] | [a] | [a] |
| 15-19 | 0.9291 | 13 | 0.9251 | 14 | 0.9321 | 13.6 |
| 20-24 | 0.9010 | 11 | 0.8939 | 12 | 0.9042 | 11.7 |
| 25-29 | 0.9328 | 16 | 0.9318 | 17 | 0.9410 | 16.1 |
| 30-34 | 0.9050 | 14 | 0.9014 | 15 | 0.9115 | 14.4 |
| 35-39 | 0.8457 | 10 | 0.8406 | 11 | 0.8533 | 10.4 |
| 40-44 | 0.7885 | 8 | 0.7805 | 9 | 0.7958 | 8.5 |
| 45-49 | 0.8858 | 20 | 0.8876 | 19 | 0.8758 | 19.8 |
| 50-54 | 0.7055 | 11 | 0.6998 | 12 | 0.7175 | 11.3 |
| 55-59 | 0.8569 | 24 | 0.8473 | [a] | [a] | >24.0 |
| 60-64 | 0.4173 | 8 | 0.3983 | 9 | 0.4209 | 8.8 |
| 65+ | 0.3860 | 24 | 0.3245 | [a] | [a] | >24.0 |

[a] No puede calcularse.

El cociente de supervivencia modelo se calcula entonces como

$$_{13}S^{m}_{15,19} = {}_5L_{28}/{}_5L_{15} = 3.60222/3.89403 = 0.9251$$

Para la siguiente cohorte, de edad 20 a 24 en 1951, el nivel aproximado de mortalidad es 11; por tanto, el cociente de supervivencia modelo de 13 años, ${}_5L_{33}/{}_5L_{20}$, se calcula para el nivel 11. El valor de ${}_5L_{20}$ se obtiene directamente de las tablas de vida modelo como 3,-51543; el de ${}_5L_{33}$ se estima a partir de los valores de $l(30)$, $l(35)$ y $l(40)$ para el nivel 11 como sigue:

$$\begin{aligned} {}_5L_{33} &= (-0.017)l(30)+(4.533)l(35)+(0.483)l(40) \\ &= (-0.017)(0.66224)+(4.533)(0.63186)+ \\ &\quad (0.483)(0.59963) \\ &= 3.14258 \end{aligned}$$

El cociente de supervivencia modelo se calcula entonces como

$$_{13}S^{m}_{20,24} = 3.14258/3.51543 = 0.8939$$

Los resultados para cada cohorte figuran en la columna (4) del cuadro 177. Nótese que para la última cohorte (65 y más) se usa una simplificación más burda. El cociente de supervivencia modelo necesario puede aproximarse como

$$_{13}S^{m}_{65+} = T_{78}/T_{65}$$

esto es, la población estacionaria de 78 y más dividida entre la población estacionaria de 65 y más. El valor de $T_{65}$ está tabulado en las tablas modelo, y $T_{78}$ puede estimarse ponderando los valores de $T_{75}$ y $T_{80}$ de la siguiente manera:

$$T_{78} = 0.6\ T_{80} + 0.4\ T_{75}$$

La precisión de la estimación para el intervalo abierto no necesita ser alta, ya que es probable que el cociente de supervivencia para la última cohorte se vea distorsionado por los efectos de declaraciones erróneas de la edad.

Una vez estimados los cocientes de supervivencia modelo de 13 años para cada uno de los niveles aproximados que figuran en la columna (3), hay que calcular el cociente de supervivencia modelo para un nivel adyacente con el objeto de que el nivel del cociente de supervivencia por cohorte pueda hallarse por interpolación. Si el cociente de supervivencia por cohorte excede al calculado para el nivel aproximado, se estimará un cociente modelo para el siguiente nivel de mortalidad; mientras que si el cociente por cohorte es menor que el calculado para el nivel aproximado, deberá estimarse un cociente modelo para el nivel inmediatamente inferior. Así, para el grupo de edad 15 a 19 el cociente por cohorte, ${}_{13}S_{15,19}$ es 0,9291, mientras que el cociente modelo, ${}_{13}S^{m}_{15,19}$, para el nivel aproximado 13, es 0,9251. Con el fin de que el cociente por cohorte quede comprendido entre los cocientes modelo estimados, es necesario calcular un cociente de supervivencia modelo para el siguiente nivel, 14. (Si el cociente por cohorte hubiera sido inferior a 0,9251, se habría calculado el cociente modelo para el nivel inmediatamente inferior, 12). Los pasos que hay que dar para efectuar este cálculo son los mismos que los seguidos en el cálculo de los cocientes modelo correspondientes a los niveles aproximados, excepto que ahora se usa el nivel adyacente. Así, en el caso de que se trata, la tabla de vida del nivel 14 se usa en vez de la del nivel 13. El cociente modelo obtenido es 0,9321, y figura, junto con todos los demás cocientes modelo correspondientes a los niveles adyacentes seleccionados, en la columna (6) del cuadro 177. Vale la pena señalar que en este caso los cocientes de supervivencia por cohorte son generalmente mayores que los cocientes modelo correspondientes a los niveles aproximados ya que el método usado para seleccionar un nivel aproximado se acerca más a un intervalo de 12,5 años que al intervalo real de 13 años. Afortunadamente, en todos los casos, el cociente por cohorte distaba menos de un nivel de la primera aproximación elegida.

El último paso consiste en interpolar entre los cocientes modelo para los niveles aproximado y adyacente con el objeto de encontrar el nivel de mortalidad correspondiente al cociente por cohorte. Como siempre, la cantidad que hay que sumar al nivel inferior de mortalidad es igual a la diferencia entre el cociente de supervivencia por cohorte y el cociente modelo correspondiente al nivel inferior de mortalidad, dividida entre la diferencia entre los cocientes modelo correspondientes a los niveles superior e inferior. Así, si $\nu$ es el nivel inferior de mortalidad, $z(x)$ el nivel estimado y $\nu + 1$ el nivel superior,

$$z(x) = \nu + ({}_{13}S_{x,x+4} - {}_{13}S^{\nu}_{x,x+4})/({}_{13}S^{\nu+1}_{x,x+4} - {}_{13}S^{\nu}_{x,x+4})$$

por lo que, para la cohorte de edad 15 a 19 en 1951,

$$\begin{aligned} z(15) &= 13.0+(0.9291-0.9251)/(0.9321-0.9251) \\ &= 13.57 \end{aligned}$$

Los resultados completos, redondeados a un decimal, figuran en la columna (7) del cuadro 177.

*Paso 6: estimación de la tabla de vida completa.* La tabla de vida puede completarse añadiendo información sobre la mortalidad en la niñez exactamente de la misma forma que en el ejemplo de Panamá. Sin embargo, los resultados obtenidos en el paso 5 son tan erráticos que requieren algún comentario. Para las primeras tres cohortes, se registraron en 1964 más supervivientes que miembros enumerados en 1951. Es probable que dos factores sean los principales responsables de ese resultado: la tendencia general a subenumerar a los niños pequeños o a exagerar sus edades, y la tendencia a aglomerar a las mujeres en las edades

reproductivas. El primer factor reduciría los números iniciales en las cohortes, y el segundo aumentaría los números de supervivientes aparentes. Dos cohortes de más edad también muestran cocientes de supervivencia inverosímiles: la cohorte de edad 55 a 59 en 1951, cuyos supervivientes incluyen el número atraído por la edad 70, y la cohorte correspondiente al intervalo abierto (65 años y más) cuyos supervivientes están probablemente inflados por la exageración de la edad. Con el objeto de obtener alguna estimación general de la mortalidad intercensal, estos cinco puntos se excluirían; y para compensar su exclusión, tampoco se considerarían los cinco niveles más bajos. Eliminación tan draconiana deja como únicas estimaciones "aceptables" el conjunto 13,6, 16,1, 14,4 y 19,8, cuyo promedio es 16,0. Sin embargo, a causa de la gama bastante amplia de niveles cubiertos por estas estimaciones, su promedio no puede considerarse un indicador fidedigno de la mortalidad intercensal.

Para concluir, notamos que no se dispone de información independiente sobre la mortalidad en la niñez para el período 1951-1954, por lo que si el nivel de mortalidad promedio estimado anteriormente fuese fidedigno, sólo se podría completar una tabla de vida suponiendo que el patrón de mortalidad del modelo usado (Oeste) representa adecuadamente el experimentado por la población que se estudia (en términos tanto de mortalidad adulta como de la niñez).

### 3. *Cocientes de supervivencia intercensal para cohortes quinquenales suavizados usando el sistema logito*

#### a) *Datos requeridos*

A continuación se enumeran los datos necesarios para aplicar este método:

*a*) Dos enumeraciones censales separadas por $t$ años con poblaciones clasificadas por grupos quinquenales de edad (y sexo);

*b*) Una estimación independiente de la mortalidad en la niñez. Tales estimaciones se obtienen por lo general de información sobre hijos nacidos vivos e hijos supervivientes analizada según los procedimientos descritos en el capítulo III.

#### b) *Procedimiento de cálculo*

A continuación se enumeran los pasos del procedimiento de cálculo.

*Pasos 1 a 4.* Estos pasos, usados para calcular los cocientes de supervivencia por cohortes análogos a los de una población estacionaria, ${}_5L_{x+t}/{}_5L_x$, son idénticos a los descritos en la subsección B.2 b) y no se repiten aquí.

*Paso 5: suavización de los cocientes de supervivencia por cohortes mediante el uso del sistema logito de tablas de vida.* Se puede introducir mayor flexibilidad en cuanto al patrón de mortalidad usado suavizando mediante el sistema logito de tablas de vida (véase subsección B.4 del capítulo I). Los cocientes de supervivencia por cohorte, análogos a ${}_5L_{x+t}/{}_5L_x$, se transforman en estimaciones de ${}_5L_{x+t}$ multiplicando cada uno de ellos por el correspondiente ${}_5L_x$; el primer valor o valores de ${}_5L_x$ se estiman en base a información sobre mortalidad en la niñez, y los valores subsiguientes se obtienen a partir de estimaciones previas de ${}_5L_{x+t}$. Los cálculos forman así una cadena: el primer valor de ${}_5L_{x+t}$ se calcula suponiendo un valor de ${}_5L_0$; y si $t$ es mayor que 5, se puede obtener el segundo valor de ${}_5L_{x+t}$ suponiendo un valor de ${}_5L_5$; pero una vez que $x$ es mayor que $t$, los denominadores ${}_5L_x$ vendrían dados por estimaciones anteriores de ${}_5L_{x+t}$.

Una vez obtenida una serie de valores de ${}_5L_{x+t}$, se supone que la proporción de la población estacionaria de edad $x + t$ a $x + t + 5$ se aproxima a la probabilidad de supervivencia desde el nacimiento hasta la edad $y = x + t + 2{,}5$, $l(x + t + 2{,}5)$. Pueden entonces calcularse las transformaciones logito de cada una de esas estimaciones $l(y)$ y compararse con las transformaciones logito de los valores equivalentes derivados de una tabla de vida standard apropiada. Estimando luego los parámetros $\alpha$ y $\beta$ que definen la relación lineal entre las transformaciones logito de las probabilidades de supervivencia estimadas y standard mediante un procedimiento adecuado de ajuste, puede generarse la función completa de supervivencia $l(x)$. Debe notarse, sin embargo, que para la niñez los valores de $l(x)$ obtenidos por esta vía no coincidirán en general con los usados como insumo al aplicar el método. La magnitud de las diferencias entre las estimaciones de mortalidad en la niñez insumo y producto dependerá, entre otras cosas, de la adecuación del patrón de mortalidad usado como standard y de la calidad de las estimaciones de supervivencia intercensal. Si la magnitud de tales diferencias fuera inaceptablemente grande, debería considerarse el uso de un standard diferente. Cuando cambios en el standard no logren reducir las diferencias observadas, habrá que descartar por completo la tabla de vida intercensal o bien adoptar una tabla de vida construida vinculando de modo similar al descrito en el paso 6 de la subsección B.2 *b*) las estimaciones de mortalidad en la niñez usadas como insumo con los valores estimados de $l(x)$ para las edades superiores a 10.

#### c) *Primer ejemplo detallado: Panamá, 1960-1970*

El procedimiento de cálculo para este ejemplo se describe a continuación.

*Pasos 1 a 4.* Estos pasos han sido ya presentados en la subsección B.2 *c*).

*Paso 5: suavización de los cocientes de supervivencia por cohorte mediante el uso del sistema logito de tablas de vida.* El punto de partida de este procedimiento de suavización son los cocientes de supervivencia por cohorte que figuran en la columna (5) del cuadro 173. Se supone que esos cocientes se aproximan a la probabilidad de supervivencia de la tabla de vida desde la edad central de la cohorte en el primer censo a su edad central en el segundo. En el caso de que se trata, por tanto, se supone que

$$ {}_{10}S_{x,\,x+4} = \frac{{}_5L_{x+10}}{{}_5L_x} = \frac{5.0[l(x+12.5)]}{5.0[l(x+2.5)]} \qquad \text{(B.3)} $$

El único grupo de edad para el que $5,0[1(x+2,5)]$ *no es una aproximación adecuada de* ${}_5L_x$ es el grupo 0 a 4. Si se dispone de estimaciones de $l(2)$, $l(3)$ y $l(5)$ a partir de datos sobre supervivencia en la niñez, pueden promediarse los niveles de mortalidad asociados con esas tres estimaciones en una familia seleccionada de las tablas de vida modelo de Coale y Demeny, y leerse en la tabla pertinente los valores de ${}_5L_0$ para ese nivel, sexo y familia. Si se necesita una estimación de ${}_5L_5$, se tomará también de esa tabla modelo.

En el caso de Panamá, no se recogió información pertinente para la estimación de la mortalidad en la niñez, ni en el censo de 1960 ni en el de 1970. Sin embargo, se dispone de estimaciones de la mortalidad en la niñez a partir de la Encuesta Demográfica Retrospectiva llevada a cabo en 1976, y el período de referencia para las estimaciones derivadas a partir de la información relativa a mujeres de 30 a 49 años de edad cubre el período intercensal 1960-1970 (véase cuadro 55). El nivel promedio de mortalidad femenina para ese período es 18,05 en la familia Oeste de las tablas de vida modelo. Para el nivel 18, ${}_1L_0$ es 0,95377 y ${}_4L_1$ es 3,69742; para el nivel 19, los valores correspondientes son 0,96004 y 3,75407. Por tanto, interpolando linealmente,

$$ {}_1L_0^{18.05} = (0.95)(0.95377)+(0.05)(0.96004)= 0.9541 $$

y

$$ {}_4L_1^{18.05} = (0.95)(3.69742)+(0.05)(3.74507)= 3.7003 $$

Interpolando del mismo modo para ${}_5L_5^{18,05}$,

$$ \begin{aligned} {}_5L_5^{18.05} &= (0.95)({}_5L_5^{18})+(0.05)({}_5L_5^{19}) \\ &= (0.95)(4.55832)+(0.05)(4.64405) \\ &= 4.5626 \end{aligned} $$

El cálculo en cadena de probabilidades de supervivencia puede entonces comenzar. Se supone que

$$ {}_{10}S_{0,4} = \frac{5.0[l(12.5)]}{{}_5L_0} $$

por lo que

$$ l(12.5) = \frac{1}{5}({}_{10}S_{0,4})({}_5L_0) $$

y

$$ {}_5L_x = 5.0\, l(x+2.5) \quad \text{para } x = 10, 15, \ldots, 60 $$

En el cuadro 178 figuran los cálculos completos.

La esencia del sistema logito de tablas de vida estriba en la comparación de una función de supervivencia $l(x)$ con una función $l_s(x)$ standard en la escala logito (véase subsección B.4 del capítulo I). En este caso, se ha seleccionado como standard una tabla de vida modelo Oeste del nivel 18 para mujeres sobre la base de las estimaciones disponibles de mortalidad en la niñez. La función $l(x)$ en las tablas de vida modelo de Coale y Demeny se tabula sólo para las edades 0, 1, 5, 10, etc., mientras que para comparar con las probabilidades estimadas se necesitan valores de $l(y)$ para edades $y$ = 12,5, 17,5, 22,5, etc. Esos valores pueden obtenerse promediando los valores standard $l_s(x)$ para las edades adyacentes $x$ (múltiplos de cinco) y calculando entonces las transformaciones logito de esos promedios. Así, para obtener una estimación de $l_s(12,5)$,

$$ l_s(12.5) = 0.5(l_s(10)+l_s(15)) = 0.5(0.90762 + $$

$$ 0.90136) = 0.90449 $$

Por tanto, la transformación logito del standard en 12,5, $\lambda_s(12,5)$, es

$$ \lambda_s(12.5) = 0.5 \ln[\frac{1.0-0.90449}{0.90449}] = -1.1241 $$

Nótese que calcular $l_s(x + 2,5)$ como promedio de $l_s(x)$ y $l_s(x + 5)$ tiene una ventaja sobre el uso de aproximaciones más precisas, ya que se ha estado suponiendo en el caso de los valores estimados $l(x)$ que ${}_5L_x$ es igual a $5,0(l(x + 2,5))$. Si las funciones $l(x)$ y $l_s(x)$ son similares, pero no lineales, entre $x$ y $x + 5$, las transformaciones logito de los valores estimados y standard de $l(y)$ calculados como se ha mostrado antes seguirán siendo comparables, aunque no se refieran la edad exacta $x + 2,5$. Sin embargo, la forma de su relación (su carácter lineal y los parámetros que la definen) no se verá muy afectada.

En las columnas (5) y (6) del cuadro 178 figuran las transformaciones logito de las funciones $l(x)$ estimada y standard, respectivamente. Los puntos definidos por $[\lambda_s(x), \lambda(x)]$ se representan en la figura 21. Puede observarse que esos puntos siguen una tendencia generalmente lineal, a pesar de ciertas desviaciones, especialmente la del punto asociado con la cohorte de edad 10 a 14 en 1960, que tuvo un cociente de supervivencia aparente de 1960 a 1970 superior a 1,0. Se ha trazado una línea recta ajustada usando promedios de grupo (véase subsección C.4 del capítulo V). Esa recta tiene una pendiente de 1,022 (una estimación de $\beta$ en el sistema logito) y una ordenada en el origen de 0,094 (una estimación de $\alpha$ en el sistema logito). Las probabilidades de supervivencia intercensal por cohorte indican así un patrón de mortalidad por edades similar al del standard, puesto que $\beta$ es más o menos igual a uno, pero un nivel general de mortalidad algo superior al del standard, ya que $\alpha$ es ligeramente mayor que cero.

Ahora puede calcularse una tabla de vida completa invirtiendo la transformación logito estimada por medio de $\alpha$ y $\beta$. Así,

$$ \lambda^*(x) = \alpha + \beta\, \lambda_s(x) $$

y

$$ l(x) = [1.0 + \exp(2.0\, \lambda^*(x))]^{-1} $$

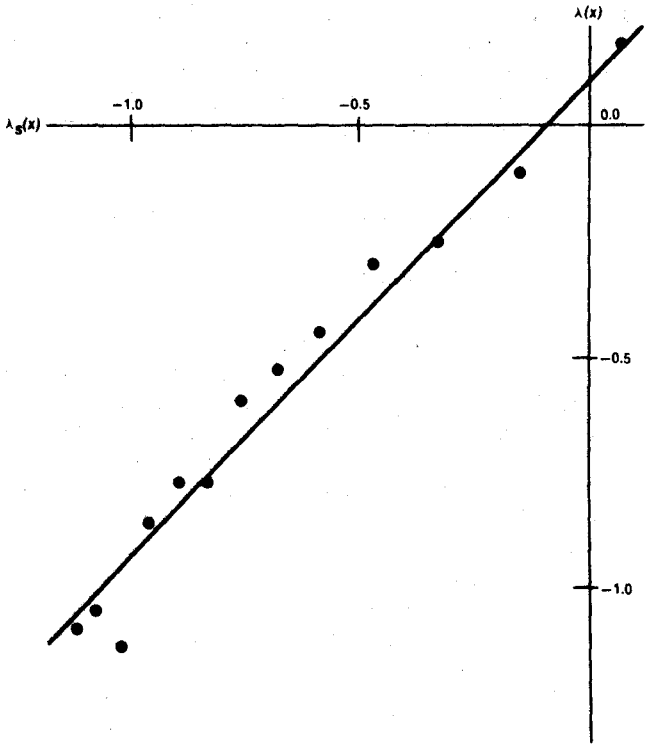
CUADRO 178. APLICACIÓN DEL PROCEDIMIENTO DE SUAVIZACIÓN BASADO EN EL SISTEMA LOGITO A LOS COCIENTES DE SUPERVIVENCIA POR COHORTE PARA EL PERÍODO 1960-1970, PANAMÁ

| Edad $x$ (1) | Cociente de supervivencia por cohorte $_{10}S_{x,x+4}$ (2) | Población estacionaria: Grupos quinquenales de edad $_5L_x$ (3) | Población estacionaria: Edad exacta $l(x+12,5)$ (4) | Transformación logito: Estimada $\lambda(x+12,5)$ (5) | Transformación logito: Standard[a] $\lambda_s(x+12,5)$ (6) |
|---|---|---|---|---|---|
| 0..... | 0.9636 | (4.6544)[b] | 0.8970 | −1.0822 | −1.1241 |
| 5..... | 0.9753 | (4.5626)[b] | 0.8900 | −1.0454 | −1.0807 |
| 10..... | 1.0080 | 4.4850 | 0.9042 | −1.1224 | −1.0252 |
| 15..... | 0.9524 | 4.4499 | 0.8476 | −0.8580 | −0.9633 |
| 20..... | 0.9121 | 4.5209 | 0.8247 | −0.7743 | −0.8988 |
| 25..... | 0.9722 | 4.2381 | 0.8241 | −0.7722 | −0.8314 |
| 30..... | 0.9304 | 4.1235 | 0.7673 | −0.5966 | −0.7595 |
| 35..... | 0.8988 | 4.1203 | 0.7407 | −0.5248 | −0.6795 |
| 40..... | 0.9246 | 3.8365 | 0.7094 | −0.4462 | −0.5852 |
| 45..... | 0.8706 | 3.7033 | 0.6448 | −0.2981 | −0.4713 |
| 50..... | 0.8786 | 3.5472 | 0.6233 | −0.2518 | −0.3302 |
| 55..... | 0.8536 | 3.2241 | 0.5504 | −0.1011 | −0.1529 |
| 60..... | 0.6623 | 3.1166 | 0.4128 | 0.1762 | 0.0715 |
| 65..... | (0.5365) | 2.7521 | [c] | [c] | [c] |
| 70..... | [c] | 2.0641 | [c] | [c] | [c] |
| 75..... | [c] | 1.4765 | [c] | [c] | [c] |

[a] Mujeres, nivel 18, modelo Oeste.
[b] Obtenido como se describe en el texto.
[c] No calculado.

Los resultados obtenidos en este caso figuran en la columna (7) del cuadro 175. Nótese que, como se mencionó anteriormente, las estimaciones de mortalidad en la niñez obtenidas por este procedimiento difieren de las usadas como insumo (estas últimas figuran como $l(1)$ y $l(5)$ en la columna (6) del cuadro 175). En términos de mortalidad infantil, por ejemplo, la estimación logito es $l(1) = 0{,}9323$, mientras que el valor usado como insumo es 0,9405 (correspondiente al nivel 18,05 en el modelo Oeste de Coale-Demeny para mujeres). Por tanto, mientras que de acuerdo a la tabla de vida generada usando el sistema logito, alrededor de 68 de cada 1.000 nacimientos mueren antes de alcanzar un año de edad, de acuerdo con las estimaciones derivadas a partir de hijos nacidos vivos e hijos supervivientes, se esperan cerca de 60 defunciones por cada 1.000 nacimientos. Si la última estimación fuera correcta, la obtenida a través del sistema logito sobreestimaría la mortalidad infantil en un 13%. Tal resultado se debe al hecho de que la mortalidad intercensal adulta es sustancialmente mayor que la mortalidad en la infancia usada como insumo en términos del patrón de mortalidad Oeste. En el caso de Panamá durante el período 1960-1970, las estimaciones de mortalidad en la niñez algo bajas obtenidas a partir de declaraciones de las mujeres de mayor edad podrían estar subestimadas. Por tanto, las estimaciones que brinda el ajuste logito son probablemente aceptables.

**Figura 21. Gráfico de la transformación logito de la función de supervivencia estimada, $l(x)$, contra la del standard, modelo Oeste para mujeres, nivel 18 Panamá**




Debe también señalarse que el cálculo en cadena de los cocientes de supervivencia usado en este procedimiento aporta un elemento sustancial de suavización en los resultados, incluso antes de que se introduzca la acción suavizadora del sistema logito. Cada eslabón de la cadena depende de uno o más de los eslabones anteriores, y cada estimación $l(x + 2{,}5)$ se determina tanto por una estimación anterior de $l(x - 7{,}5)$ como por la probabilidad de supervivencia intercensal por cohorte $_{10}S_{x-10,x-6}$. Así, las estimaciones finales que produce este procedimiento parecen ser más suaves que las obtenidas directamente de cada probabilidad de supervivencia, como se hizo en la subsección B.2 c).

d) *Segundo ejemplo detallado: Colombia, 1951-1964*

Se describe a continuación el procedimiento de cálculo para este ejemplo.

*Pasos 1 a 4.* Estos pasos se han descrito ya en la subsección B.2 d). Por tanto, este ejemplo empieza con

la aplicación del procedimiento una vez que están disponibles los cocientes de supervivencia durante 13 años por cohorte que figuran en el cuadro 176.

*Paso 5: suavización de los cocientes de supervivencia por cohorte mediante el uso del sistema logito de tablas de vida.* Para usar el procedimiento de suavización basado en el sistema logito, es necesario obtener alguna estimación de la mortalidad en la niñez con el objeto de comenzar el cálculo en cadena de las probabilidades de supervivencia.

Un estudio por Somoza[2], basado en los resultados de la Encuesta Nacional de la Fecundidad en Colombia (parte de la Encuesta Mundial sobre la Fecundidad), halló que la mortalidad de las mujeres nacidas durante el período 1941-1959 era cercana a la del nivel 14,5 de las tablas de vida modelo Oeste; para niñas nacidas durante el período 1960-1967, el mismo procedimiento arrojó un nivel de 16,2. Por tanto, se estima que, para el período intercensal 1951-1964, la mortalidad femenina en la niñez era, en promedio, igual a la del nivel 15,35 (la media aritmética de los dos niveles estimados por Somoza). Para ese nivel, ${}_5L_0$ es igual a 4,4699, ${}_5L_5$ a 4,3076 y ${}_5L_{10}$ a 4,2508, valores obtenidos interpolando linealmente entre los valores tabulados para los niveles 15 y 16, respectivamente.

El primer cociente de supervivencia por cohorte, ${}_{13}S_{0,4}$, se considera equivalente al cociente ${}_5L_{13}/{}_5L_0$. Por tanto, multiplicando por el valor supuesto de ${}_5L_0$, se obtiene una estimación de ${}_5L_{13}$:

$${}_5L_{13} = ({}_{13}S_{0,4})({}_5L_0) = (1.0661)(4.4699) = 4.7654$$

Cálculos similares para ${}_5L_{18}$ y ${}_5L_{23}$ producen resultados de 4,5105 y 4,3422, usando los valores supuestos de ${}_5L_5$ y ${}_5L_{10}$, respectivamente. El siguiente cociente de supervivencia, ${}_{13}S_{15,19}$, se supone equivalente a ${}_5L_{28}/{}_5L_{15}$, pero no se ha supuesto ningún valor para ${}_5L_{15}$, que por tanto ha de ser estimado. Se han obtenido ya estimaciones de ${}_5L_{13}$ y ${}_5L_{18}$, y ${}_5L_{15}$ puede estimarse a partir de ellas ponderándolas apropiadamente. El intervalo de edad de 13 a 17 comparte tres años, o el 60%, con el grupo de edad 15 a 19; y el intervalo de 18 a 22 comparte dos años, o 40%, con el grupo de edad 15 a 19. Puede obtenerse, por tanto, una estimación de ${}_5L_{15}$ sumando 60% de ${}_5L_{13}$ y 40% de ${}_5L_{18}$:

$${}_5L_{15} = 0.6\,{}_5L_{13} + 0.4\,{}_5L_{18} = (0.6)(4.7654) +$$

$$(0.4)(4.5105) = 4.6634$$

Se puede obtener una estimación de ${}_5L_{20}$ de igual modo a partir de los valores estimados de ${}_5L_{18}$ y ${}_5L_{23}$:

$${}_5L_{20} = 0.6\,{}_5L_{18} + 0.4\,{}_5L_{23} = (0.6)(4.5105) +$$

$$(0.4)(4.3422) = 4.4432$$

Estos valores de ${}_5L_{15}$ y ${}_5L_{20}$ pueden ahora usarse para estimar ${}_5L_{28}$ y ${}_5L_{33}$ a partir de los cocientes de supervivencia por cohorte ${}_{13}S_{15,19}$ y ${}_{13}S_{20,24}$, con lo que los valores de ${}_5L_{23}$, ${}_5L_{28}$ y ${}_5L_{33}$ pueden utilizarse para estimar ${}_5L_{25}$ y ${}_5L_{30}$, que cabe a su vez usar para estimar ${}_5L_{38}$ y ${}_5L_{43}$ a partir de los cocientes de supervivencia por cohorte ${}_{13}S_{25,29}$ y ${}_{13}S_{30,34}$, y así sucesivamente, salvo para el último de los cocientes por cohorte que se haya usado (el último cociente, para la cohorte de 65 años y más en 1951, no puede igualarse a un valor de ${}_nL_x$ y por tanto no puede utilizarse). Los resultados de los diferentes conjuntos de cálculos figuran en el cuadro 179.

Se supone que la probabilidad de supervivencia desde el nacimiento hasta el punto intermedio de cada grupo de edad puede verse representada aproximadamente por un quinto de los valores de ${}_5L_x$. Esto es,

$$l(x + 2.5) = (0.2)_5L_x$$

En la columna (5) del cuadro 179 figuran las estimaciones de ${}_5L_x$ para valores de $x$ de 13, 18, 23, 28 y así sucesivamente hasta 73. Cada uno de ellos puede dividirse por cinco para estimar los valores de $l(x + 2,5)$, o las probabilidades de supervivencia desde el nacimiento hasta las edades 15,5, 20,5, 25,5 y así sucesivamente hasta 75,5. Por ejemplo, $l(20,5)$, se estima así:

$$l(20.5) = \frac{1}{5}{}_5L_{18} = \frac{1}{5}(4.5105) = 0.9021$$

Los resultados completos figuran en la columna (6) del cuadro 179.

El paso final del proceso de suavización es la comparación de las transformaciones logito de las probabilidades de supervivencia estimadas (equivalentes a la población estacionaria en las edades exactas) con las de un standard adecuado. Las transformaciones logito de los valores $l(x)$ que figuran en la columna (6) del cuadro 179 se calculan fácilmente; por ejemplo, para $l(20,5)$,

$$\lambda(20.5) = 0.5\,\ln[(1.0 - l(20.5))/l(20.5)] =$$

$$0.5\,\ln(0.10852) = -1.1104$$

El conjunto completo de valores $\lambda(x)$ figura en la columna (7) del cuadro 179. La selección de un standard apropiado y el cálculo de los valores de $l_s(x)$ correspondientes con los valores estimados presenta un problema, sin embargo, ya que las tablas de vida publicadas en el conjunto de Coale y Demeny no incluyen los valores de $x$ necesarios en este caso. Hay que obtener estimaciones de $l_s(x)$ para $x$ = 15,5, 20,5 y así sucesivamente, para que puedan compararse con la función estimada $l(x)$ en la escala logito. En esta aplicación, se ha adoptado como standard una tabla de vida modelo Oeste del nivel 15 para mujeres. Se obtienen las estimaciones necesarias de $l_s(x)$ interpolando linealmente entre los valores publicados de $l_s(y)$. Así, para $x$ = 15,5,

[2] Jorge L. Somoza, *Illustrative Analysis: Infant and Child Mortality in Colombia*, Informe científico No. 10 de la Encuesta Mundial sobre la Fecundidad (Voorburg, La Haya, Instituto Internacional de Estadística, 1980).

CUADRO 179. SUAVIZACIÓN DE LOS COCIENTES DE SUPERVIVENCIA POR COHORTE FEMENINA MEDIANTE EL USO DEL SISTEMA LOGITO DE TABLAS DE VIDA, COLOMBIA, 1951-1964

| *Grupo de edad de la cohorte en 1951* (1) | *Edad* $x$ (2) | *Cociente de supervivencia por cohorte* $13S_x$ (3) | *Grupos quinquenales de edad convencionales* $5L_x$ (4) | *Grupos quinquenales de edad no convencionales* $5L_{x+13}$ (5) | *En una edad exacta* $l(x+15,5)$ (6) | *Transformación logito* | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | | *Estimada* $\lambda(x+15,5)$ (7) | *Standard* $\lambda_s(x+15,5)$ [a] (8) |
| 0-4 | 0 | 1.0661 | (4.4699)[b] | 4.7654 | 0.9531 | −1.5059 | −0.8142 [b] |
| 5-9 | 5 | 1.0471 | (4.3076)[b] | 4.5105 | 0.9021 | −1.1104 | −0.7615 [b] |
| 10-14 | 10 | 1.0215 | (4.2508)[b] | 4.3422 | 0.8684 | −0.9434 | −0.6997 [b] |
| 15-19 | 15 | 0.9291 | 4.6634 | 4.3328 | 0.8666 | −0.9356 | −0.6358 |
| 20-24 | 20 | 0.9010 | 4.4432 | 4.0033 | 0.8007 | −0.6953 | −0.5702 |
| 25-29 | 25 | 0.9328 | 4.3384 | 4.0469 | 0.8094 | −0.7231 | −0.5207 |
| 30-34 | 30 | 0.9050 | 4.2010 | 3.8019 | 0.7604 | −0.5774 | −0.4323 |
| 35-39 | 35 | 0.8457 | 4.0207 | 3.4003 | 0.6801 | −0.3771 | −0.3549 |
| 40-44 | 40 | 0.7885 | 3.9489 | 3.1137 | 0.6227 | −0.2505 | −0.2606 |
| 45-49 | 45 | 0.8858 | 3.6413 | 3.2255 | 0.6451 | −0.2988 | −0.1459 |
| 50-54 | 50 | 0.7055 | 3.2857 | 2.3181 | 0.4636 | 0.0729 | 0.0035 |
| 55-59 | 55 | 0.8569 | 3.1584 | 2.7064 | 0.5413 | −0.0828 | 0.1936 |
| 60-64 | 60 | 0.4173 | 2.8625 | 1.1945 | 0.2389 | 0.5794 | 0.4457 |
| 65+ | 65 | 0.3860 | 2.4734 | - | - | - | - |

[a] Mujeres, modelo Oeste del nivel 15.

[b] Obtenidos independientemente de estimaciones de mortalidad en la niñez para el período.

$$l_s(15.5) = 0.9\, l_s(15) + 0.1\, l_s(20)$$

$$= (0.9)(0.83740) + (0.1)(0.82284)$$

$$= 0.83594$$

Las transformaciones logito de esos valores de $l_s(x)$ se calculan a continuación, figurando los resultados en la columna (8) del cuadro 179. Las transformaciones logito de las funciones estimadas y standard $l(x)$ se grafican en la figura 22. Los puntos resultantes fluctúan sustancialmente divergiendo en particular el de la cohorte de edad 0 a 4 en 1951, pero el resto sigue una tendencia bastante lineal. La recta que aparece en la figura ha sido ajustada por promedios de grupo (véase subsección C.4 del capítulo V) calculadas en base a todos los puntos excepto el primero; tiene una ordenada al origen ($\alpha$) de −0,03 y una pendiente ($\beta$) de 1,32, que indica que el nivel de mortalidad en la población de que se trata es similar a la del standard, pero que la mortalidad observada aumenta mucho más rápidamente con la edad que en el standard. Sin embargo, poca confianza puede depositarse en los resultados finales, debido a que la pendiente de la recta se ve muy afectada por los puntos relativos a mujeres jóvenes para las que los errores de declaración de edad y de cobertura son sustanciales. El cálculo en cadena usado en este procedimiento de suavización reduce la independencia de las estimaciones derivadas a partir de diferentes cohortes, incrementando así la posibilidad de sesgos importantes en la pendiente de la línea ajustada. Por causa de estos problemas, se omite el cálculo de una tabla de vida completa. Si fuera necesaria, se calcularía tal como se explica en el paso 5 de la subsección B.3 *c)*.

### 4. *Mortalidad intercensal estimada usando proyección y acumulación*

a) *Características generales del método*

Algunos de los efectos de las declaraciones erróneas de edad sobre las estimaciones de mortalidad intercensal pueden eliminarse usando la acumulación. En lugar de calcular los cocientes de supervivencia para cohortes, se proyecta hacia adelante la población inicial hasta la fecha del segundo censo usando diversos niveles de mortalidad. Para cada uno de ellos, se obtiene la población proyectada por encima de las edades $x$ desde 10 ó 15 hasta 50 ó 55 mediante acumulación y se usa la población observada en el segundo censo, $N2(x+)$, para interpolar entre los valores proyectados con el fin de determinar el nivel de mortalidad consistente con ella. De este modo, los efectos de la mala declaración de la edad en el segundo censo se limitan a los efectos de las transferencias a través de cada límite de edad $x$. Por desgracia, los efectos de las declaraciones erróneas en la distribución inicial por edades no se reducen.

Hay que señalar que no existe razón teórica alguna para preferir la proyección hacia adelante de la primera población por edad para hacerla comparable con la segunda a la retroproyección de la segunda población con el fin de compararla con la primera. Es de esperar, sin embargo, que los dos procedimientos arrojen resultados algo diferentes por causa de errores distintos en las dos distribuciones. El analista tal vez quiera hacer los cálculos de ambas maneras, compararlos y obtener posiblemente una estimación final promediando ambos resultados; pero el análisis que aquí se hace se limita a la descripción del procedimiento usual de proyección hacia adelante. La retroproyección se lleva a cabo de forma análoga.

b) *Datos requeridos*

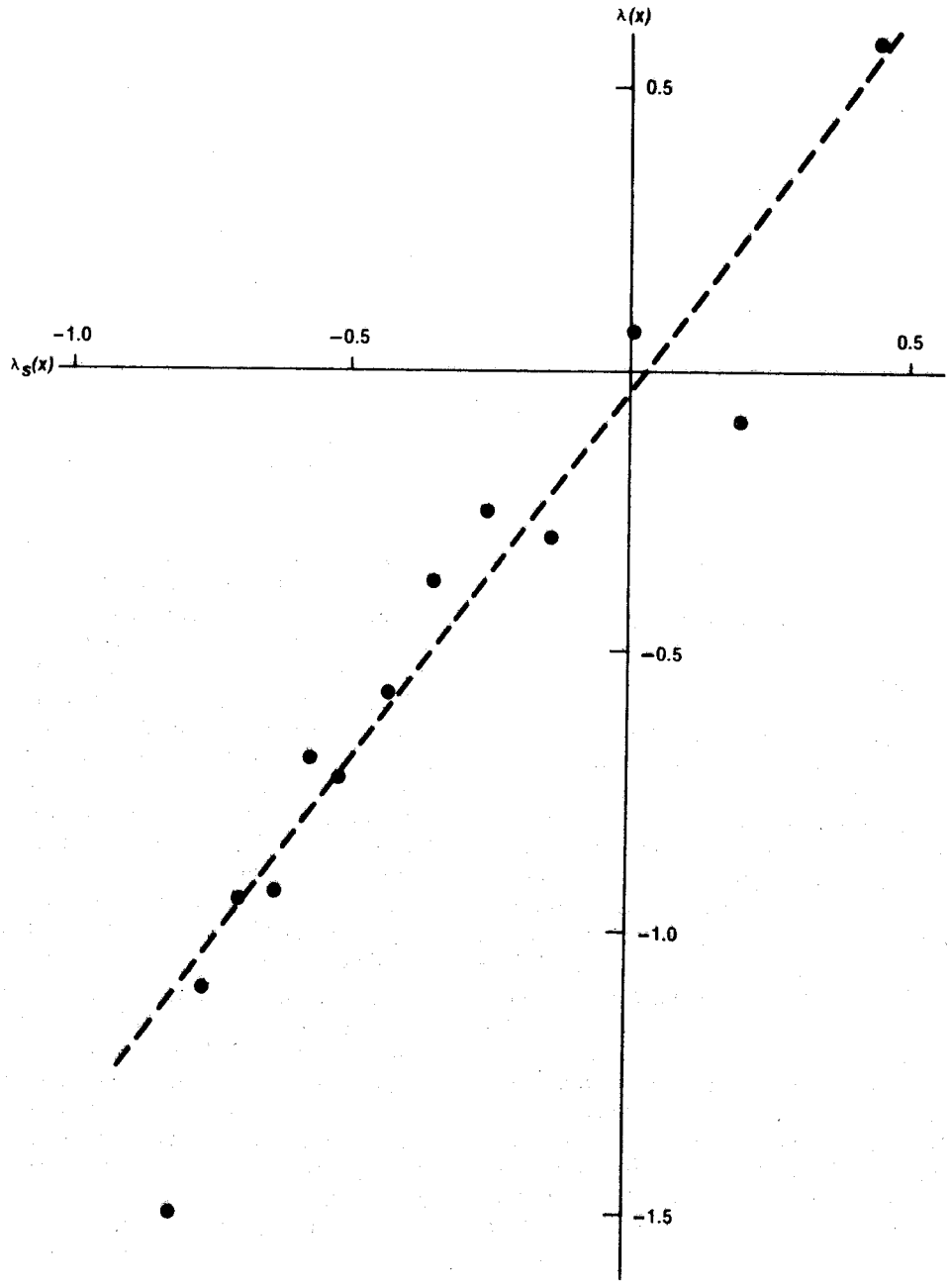
Los únicos datos necesarios son dos enumeraciones censales separadas por $t$ años con poblaciones clasificadas por edad y sexo.

c) *Procedimiento de cálculo*

Los pasos del procedimiento de cálculo se describen a continuación.

*Pasos 1 a 3.* Estos pasos, por los que se obtienen dos distribuciones de edad comparables para puntos separa-

**Figura 22. Gráfico de la transformación logito de la función de supervivencia estimada, $l(x)$, contra la del standard, modelo Oeste para mujeres, nivel 15, Colombia**




dos en el tiempo por un número exacto de años, son idénticos a los descritos en la subsección B.2 *b*) y no se repiten aquí.

*Paso 4: acumulación de la segunda distribución por edad.* La población por edades a partir del primer censo no se acumula, pero la segunda distribución se acumula sumando desde el grupo de edad más elevado hacia abajo. Las edades por encima de las cuales deben acumularse las poblaciones dependen del intervalo intercensal $t$; normalmente, la población inicial de más edad que debería usarse es la población de 45 y más años en el primer censo, y esta población tendría 45 + $t$ y más años en el segundo censo; el siguiente grupo de edad tendría 40 + $t$ y más años, el siguiente 35 + $t$ y más años, y así sucesivamente.

*Paso 5: proyección de la población inicial usando diferentes niveles de mortalidad.* Se selecciona una familia adecuada de las tablas de vida modelo de Coale y Demeny, y se usan tablas de vida de diferentes niveles para proyectar la población inicial por grupos quinquenales de edad. Si el intervalo intercensal es $t$ años, y la población inicial de $x$ a $x$ + 4 años es ${}_5N1_x$, la población proyectada usando el nivel $\nu$ de las tablas de vida, ${}_5NP^{\nu}_{x+t}$ viene dada por

$$ {}_5NP^{\nu}_{x+t} = ({}_5N1_x)({}_5L^{\nu}_{x+t}/({}_5L^{\nu}_{x})) $$

donde ${}_5L_x^{\nu}$ y ${}_5L_{x+t}^{\nu}$ proceden de una tabla de vida modelo del nivel $\nu$. Si $t$ no es múltiplo de cinco, pueden estimarse valores de ${}_5L_{x+t}^{\nu}$ usando la técnica descrita en el paso 5 de la subsección B.2 b). Cada grupo de edad deberá proyectarse empleando diferentes niveles, y las poblaciones por encima de cada edad $x + t$ se obtienen entonces por acumulación. La población observada de $x + t$ años y más en el momento del segundo censo, $N2((x + t)+)$, se usa entonces para determinar el nivel consistente con ella interpolando linealmente entre las estimaciones proyectadas $NP^{\nu}((x + t)+)$. Una vez determinados de este modo los niveles de mortalidad para cada edad inicial $x = 5, 10, 15, \ldots, 45$, la mediana de esos niveles puede usarse como una estimación de la mortalidad adulta durante el período intercensal.

d) *Un ejemplo detallado: Panamá, 1960-1970*

A continuación se describen los pasos del procedimiento de cálculo.

*Pasos 1 a 3.* Estos pasos ya se han dado en la subsección B.3 *c*) y no necesitan repetirse aquí. Por tanto, el punto inicial de este ejemplo son las distribuciones femeninas por edad de 1960 y 1970 para Panamá que figuran en las columnas (3) y (4), respectivamente, del cuadro 173.

*Paso 4: acumulación de la segunda distribución por edad.* Las tablas de vida modelo de Coale y Demeny contienen la población estacionaria, ${}_5L_x$, sólo hasta la edad 80, constituyendo la categoría final las personas de 80 años y más. Para un período de supervivencia decenal, por tanto, el último grupo de edad para el que podrá calcularse un cociente modelo de supervivencia es el grupo del intervalo abierto de 70 años y más. La distribución inicial por edad necesita, por tanto, tabularse por grupos quinquenales de edad hasta el grupo 65 a 69, siendo el último grupo 70 años y más. Para la distribución final por edad, sin embargo, se necesitan menos detalles ya que el último grupo que se usará en el primer censo es 45 años y más. Así, la población final en 1970 se necesita en los grupos de edad 55+ (supervivientes de la población inicial de 45 años en adelante), 50+, 45+ y así sucesivamente hasta 15+ (supervivientes de la población inicial de 5 años y más). La manera más fácil de acumular la distribución por edad es comenzar con el número observado en el último grupo de edad y sumar sucesivamente el número correspondiente al grupo inmediatamente inferior. Así, dada la distribución por edad de 1970 en la columna (4) del cuadro 173, la población por encima de la edad $x$, $N2(x+)$, se calcula así:

$$N2(x+) = N2((x + 5)+) + {}_5N2_x$$

donde ${}_5N2_x$ es la población de edad $x$ a $x + 4$ en 1970. Por ejemplo, para $x = 75$,

$$N2(75+) = 9{,}873$$

y para $x = 70$,

$$N2(70+) = N2(75+) + {}_5N2_{70} = 9{,}873 + 6{,}690 = 16{,}563.$$

Entonces para $x = 65$,

$$N2(65+) = N2(70+) + {}_5N2_{65} = 16{,}563 + 10{,}061 = 26{,}624$$

Los resultados completos figuran en la columna (15) del cuadro 180.

*Paso 5: proyección de la población inicial usando diferentes niveles de mortalidad.* Para un intervalo intercensal de 10 años, la probabilidad de supervivencia desde el grupo de edad $x$ a $x + 4$ hasta el grupo de edad $x + 10$ a $x + 14$ se representa aproximadamente por ${}_5L_{x+10}/{}_5L_x$, y estos cocientes modelo de supervivencia pueden calcularse para cada nivel de cualquier familia de las tablas de vida modelo de Coale y Demeny. El último cociente de supervivencia, el que corresponde a la población de 70 años y más con respecto a la población de 80 años y más 10 años más tarde, se representa de modo aproximado por $T_{80}/T_{70}$, esto es, $T_{80}/({}_5L_{70} + {}_5L_{75} + T_{80})$. En una población creciente con una distribución para el grupo de edad de 70 años en adelante más joven que la población estacionaria equivalente, es probable que este cociente modelo de supervivencia sea algo menor que el valor verdadero, pero por lo general no vale la pena hacer un ajuste. En el cuadro 174 figuran las probabilidades modelo de supervivencia de 10 años para los distintos grupos de edad iniciales hasta 60 a 64 y para diversos niveles de mortalidad en la familia Oeste de las tablas de vida modelo; con el fin de proyectar la población completa a lo largo de cualquier edad, se necesitan añadir las probabilidades modelo de supervivencia de 10 años para los grupos iniciales de edad 65 a 69 y 70+. Para el nivel 16, por ejemplo,

$${}_{10}S_{65,69}^{16} = {}_5L_{75}^{16} / {}_5L_{65}^{16} = 134{,}741 / 249{,}225 = 0.5406$$

y

$$\begin{aligned} {}_{10}S_{70+}^{16} &= T_{80}^{16} / T_{70}^{16} = T_{80}^{16} / [{}_5L_{70}^{16} + {}_5L_{75}^{16} + T_{80}^{16}] \\ &= 102{,}911 / (196{,}255 + 134{,}741 + 102{,}911) \\ &= 0.2372 \end{aligned}$$

En la aplicación de la proyección con acumulación, no hay otra alternativa que hacer los cálculos para diversos niveles de mortalidad. Para cada nivel de mortalidad $\nu$, la población proyectada de cada grupo de edad $x$ a $x + 5$ en 1960, ${}_5NP_{x+10}^{\nu}$, se obtiene aplicando el cociente de supervivencia, ${}_{10}S_{x,x+4}^{\nu}$, a la población inicial, ${}_5N1_x$. Así, para el grupo de edad 15 a 19 y el nivel de mortalidad 16, la población inicial es 53.468, y la probabilidad de supervivencia es 0,9623, por lo que

$${}_5NP_{25}^{16} = ({}_5N1_{15})({}_{10}S_{15,19}^{16}) = (53{,}468)(0.9623) = 51{,}452$$

mientras que para el mismo grupo de edad pero al nivel de mortalidad 22,

$${}_5NP_{25}^{22} = (53{,}468)(0.9919) = 53{,}035$$

CUADRO 180. PROYECCIÓN A 10 AÑOS DE LA POBLACIÓN INICIAL FEMENINA USANDO DIFERENTES NIVELES DE MORTALIDAD, PANAMÁ, 1960-1970

| Edad x (1) | Población femenina de edad x a x+4 en 1960 (2) | Proyección a nivel 16 Oeste | | | Proyección a nivel 18 Oeste | | | Proyección a nivel 20 Oeste | | | Proyección a nivel 22 Oeste | | | Población observada en 1970 de edad x +10 y más (15) | Nivel de mortalidad interpolado (16) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | Razón estacionaria de supervivencia $5L_{x+10}/5L_x$ (3) | Población proyectada a 1970 de edad | | Razón estacionaria de supervivencia $5L_{x+10}/5L_x$ (6) | Población proyectada a 1970 de edad | | Razón estacionaria de supervivencia $5L_{x+10}/5L_x$ (9) | Población proyectada a 1970 de edad | | Razón estacionaria de supervivencia $5L_{x+10}/5L_x$ (12) | Población proyectada a 1970 de edad | | | |
| | | | De x +10 a x +14 (4) | x +10 y más (5) | | De x +10 a x +14 (7) | x +10 y más (8) | | De x +10 a x +14 (10) | x +10 y más (11) | | De x +10 a x +14 (13) | x +10 y más (14) | | |
| 5 | 75 242 | 0.9758 | 73 421 | 393 970 | 0.9836 | 74 008 | 339 759 | 0.9905 | 74 527 | 405 151 | 0.9956 | 74 911 | 410 558 | 398 119 | 17.43 |
| 10 | 62 509 | 0.9705 | 60 665 | 320 549 | 0.9796 | 61 234 | 325 721 | 0.9875 | 61 728 | 330 624 | 0.9941 | 62 140 | 335 647 | 324 738 | 17.62 |
| 15 | 53 468 | 0.9623 | 51 452 | 259 884 | 0.9734 | 52 046 | 264 518 | 0.9831 | 52 564 | 268 896 | 0.9919 | 53 035 | 273 506 | 261 728 | 16.80 |
| 20 | 44 826 | 0.9556 | 42 836 | 208 432 | 0.9683 | 43 405 | 212 472 | 0.9794 | 43 902 | 216 332 | 0.9897 | 44 364 | 220 471 | 210 804 | 17.81 |
| 25 | 37 149 | 0.9493 | 35 266 | 165 596 | 0.9631 | 35 778 | 169 067 | 0.9754 | 36 235 | 172 429 | 0.9868 | 36 659 | 176 107 | 169 919 | 18.51 |
| 30 | 31 609 | 0.9417 | 29 766 | 130 331 | 0.9563 | 30 228 | 133 289 | 0.9697 | 30 651 | 136 194 | 0.9822 | 31 046 | 139 449 | 133 804 | 18.35 |
| 35 | 28 216 | 0.9316 | 26 286 | 100 565 | 0.9465 | 26 706 | 103 061 | 0.9604 | 27 099 | 105 543 | 0.9743 | 27 491 | 108 402 | 104 395 | 19.07 |
| 40 | 23 550 | 0.9147 | 21 541 | 74 278 | 0.9303 | 21 913 | 76 354 | 0.9454 | 22 264 | 78 444 | 0.9613 | 22 639 | 80 911 | 79 035 | 20.48 |
| 45 | 20 253 | 0.8866 | 17 956 | 52 737 | 0.9045 | 18 319 | 54 441 | 0.9220 | 18 673 | 56 180 | 0.9414 | 19 066 | 58 273 | 57 260 | 21.03 |
| 50 | 14 801 | 0.8422 | 12 465 | 34 781 | 0.8639 | 12 787 | 36 122 | 0.8855 | 13 106 | 37 507 | 0.9101 | 13 470 | 39 207 | 39 628 | >22 |
| 55 | 11 787 | 0.7741 | 9 124 | 22 316 | 0.8002 | 9 432 | 23 336 | 0.8266 | 9 743 | 24 400 | 0.8580 | 10 113 | 25 736 | 26 624 | >22 |
| 60 | 10 101 | 0.6750 | 6 818 | 13 191 | 0.7042 | 7 113 | 13 904 | 0.7342 | 7 416 | 14 657 | 0.7719 | 7 797 | 15 623 | 16 563 | >22 |
| 65 | 6 618 | 0.5406 | 3 578 | 6 373 | 0.5704 | 3 775 | 6 791 | 0.6016 | 3 981 | 7 241 | 0.6426 | 4 253 | 7 826 | - | - |
| 70 | 11 785 | 0.2372 | 2 795 | 2 795 | 0.2559 | 3 016 | 3 016 | 0.2766 | 3 260 | 3 260 | 0.3032 | 3 573 | 3 573 | - | - |

La población de 1960 en cada grupo quinquenal de edad, de 5 a 9 años en adelante, se ha proyectado usando probabilidades de supervivencia a partir de cada nivel de mortalidad (nótese que en la práctica es suficiente trabajar con saltos de dos niveles, esto es, usar los niveles 16, 18, 20 y 22, y no repetir los cálculos para los niveles intermedios), figurando los resultados en las columnas (4), (7), (10) y (13) del cuadro 180. Puede entonces acumularse cada población proyectada desde el grupo de mayor edad hasta el de menor edad con el fin de encontrar la población de más de 55, 50, 45 años y así hacia abajo hasta la población de 15 años y más. Los resultados para los niveles de mortalidad que se están usando figuran en las columnas (5), (8), (11) y (14) del cuadro 180. Las poblaciones declaradas por encima de cada una de esas edades pueden entonces compararse con las poblaciones proyectadas, recurriendo a la interpolación lineal para estimar el nivel de mortalidad implicado por cada una. Así, por ejemplo, la población declarada de 20 años y más en 1970 es 324.738; la población proyectada de 20 años y más para el nivel de mortalidad 16 (columna (5) del cuadro 180) es 320.549, mientras que para el nivel de mortalidad 18 es 325.721 (columna (8) del cuadro 180). Por tanto, el nivel de mortalidad implícito en la población observada se obtiene como sigue:

$$\nu(20+) = 16.0 + (2.0)(324{,}738 - 320{,}549)/$$

$$(325{,}721 - 320{,}549) = 17.62$$

donde 16 es el nivel asociado con la población proyectada de menor tamaño, y hay que multiplicar el factor de interpolación por dos porque los niveles usados, 16 y 18, difieren en dos unidades. En la columna (15) del cuadro 180 figuran las poblaciones acumuladas observadas en 1970, y en la columna (16) los niveles de mortalidad que presentan poblaciones proyectadas por encima de cada edad consistentes con las observadas.

Los niveles de mortalidad de la columna (16) son sin duda menos variables que los obtenidos para grupos de edad individuales en el cuadro 174. Sin embargo, después de estimaciones más bien consistentes de niveles en el rango entre 16,8 y 17,8 asociados con las poblaciones de más de 15, 20, 25 y 30 años en 1970, las estimaciones muestran una tendencia a aumentar cuando se incrementa el límite inferior de edad. Una posible explicación de este hecho es que el patrón de mortalidad Oeste no es una buena representación de la mortalidad adulta en Panamá, pero parece más probable que errores sistemáticos en la declaración de la edad puedan estar distorsionando la segunda distribución por edades (y probablemente la primera también, aunque el método brinde sólo información sobre diferencias relativas). En estas circunstancias, la estimación óptima del nivel de mortalidad que puede obtenerse de los datos es el promedio de los cuatro primeros valores, 17,4 más bien que la mediana de todos ellos, que es más probable que se vea afectada por la tendencia aparente hacia la exageración de la edad. Adviértase que este valor de 17,4 es sustancialmente mayor que la estimación final basada en grupos individuales de edad, 16,1. El nivel basado en los datos acumulados es probablemente la mejor de las dos estimaciones, aunque debería recordarse que el procedimiento de acumulación sólo se aplica a la segunda distribución por edad, no a la primera, por lo que los resultados siguen dependiendo de la calidad de la distribución inicial. La mayor consistencia de los resultados obtenidos con los datos acumulados no debería interpretarse necesariamente como una indicación de una mayor precisión.

## C. Supervivencia intercensal con información adicional sobre el patrón de mortalidad por edades

### 1. *Fundamento y justificación del método*

Los dos problemas más serios que afectan a las técnicas de supervivencia intercensal son las declaraciones erróneas de edad y las diferencias en los niveles de cobertura de los censos. Un procedimiento usado a menudo para reducir los efectos de la mala declaración de la edad es la acumulación; la población de más de $x$ años se verá afectada por transferencias erróneas de personas a través del límite $x$ y no por los errores por encima o por debajo de $x$. El segundo problema, el de los cambios de cobertura entre el primero y segundo censos, puede redundar en serio detrimento de las estimaciones de mortalidad derivadas de la supervivencia intercensal, ya que tales cambios se traducirán ya sea en defunciones excesivas (cuando el segundo censo sea el menos completo), o insuficientes (cuando el segundo censo sea el más completo). Sin embargo, un cambio de cobertura que sea más o menos constante con la edad aumentará o disminuirá los fallecimientos intercensales en cantidades proporcionales a la población de cada edad más bien que en cuantía proporcional al número de defunciones en cada edad. Tendrá, por tanto, mucho mayor efecto en los fallecimientos en las edades más jóvenes, donde hay de hecho pocas defunciones pero muchas personas, que en las edades mayores, donde hay muchos más fallecimientos pero un número pequeño de personas.

Una técnica fácil de comprender pero de aplicación más bien laboriosa permite usar lo que es esencialmente un procedimiento de supervivencia intercensal empleando datos acumulados y teniendo en cuenta las diferencias de cobertura entre los censos[3]. El método se basa en la sencilla idea de que, en una población cerrada, el número de personas en un grupo de edad dado en el primer censo debería ser igual al número de supervivientes de la misma cohorte en el segundo censo más las defunciones de los miembros de la cohorte durante el período intercensal. Puede demostrarse que si las coberturas del primero y segundo censos y de los fallecimientos intercensales son invariables con la edad y se denotan por $C_1$, $C_2$ y $k$, respectivamente, entonces

$$ {}_nN1_x / {}_nN2_{x+t} = C_1/C_2 + (C_1/k)\, {}_nD_x / {}_nN2_{x+t} \qquad \text{(C.1)}$$

[3] S. Preston y K. Hill, "Estimating the completeness of death registration", *Population Studies*, vol. XXXIV, No. 2 (julio de 1980), págs. 349 a 366.

donde $n$ es la amplitud de cada cohorte en años; $t$ es la amplitud del período intercensal; ${}_nN1_x$ y ${}_nN2_{x+t}$ representan a la cohorte enumerada en el primero y segundo censos, respectivamente; y ${}_nD_x$ es el número registrado de defunciones intercensales en la cohorte de edad $x$ a $x + n$ en el primer censo. La ecuación (C.1) define una línea recta con pendiente $C_1/k$ y ordenada al origen $C_1/C_2$; esto es, su pendiente es la cobertura del primer censo en relación con la del registro de fallecimientos y la ordenada al origen es la cobertura del primer censo en relación con la del segundo. El ajuste de una recta a los puntos $[{}_nN1_x/{}_nN2_{x+t}, {}_nD_x/{}_nN2_{x+t}]$ para diferentes cohortes debería, por tanto, proporcionar estimaciones de la cobertura relativa de los dos censos y de la cobertura del registro de defunciones en relación con la del primer censo.

La ecuación (C.1) es válida para cualquier cohorte, sea ésta representada por un grupo quinquenal de edades, por la población inicial por encima de alguna edad $x$, o incluso por la población entre dos edades, $x$ e $y$, en el primer censo. Todo lo que se necesita es que la gama de cocientes ${}_nN1_x/{}_nN2_{x+t}$ y ${}_nD_x/{}_nN^2{}_{x+t}$ sea lo bastante amplia como para permitir una estimación sólida de los parámetros (principalmente la pendiente) de la línea recta que cabe ajustar. Puede usarse por tanto la acumulación para reducir los efectos de algunos errores en la edad, aunque el procedimiento permanezca sensible a la sistemática exageración de edades por parte de las personas mayores.

### 2. *Datos requeridos*

A continuación se enumeran los datos necesarios para aplicar este método:

*a*) Dos enumeraciones censales con poblaciones clasificadas por edad (y sexo) para dos puntos en el tiempo distantes no más de 15 años (puede ser necesario que la clasificación por edad sea por años simples para al menos un censo si el intervalo intercensal no es un múltiplo de cinco años);

*b*) Información sobre las defunciones por edad (y sexo) para el período intercensal; pueden usarse fallecimientos registrados para cada año intercensal, pero los cálculos resultan largos, y son adecuadas las defunciones para cada quinto año. Si no se dispone de información sobre fallecimientos, puede usarse una tabla de vida modelo para subsanar la deficiencia.

### 3. *Procedimiento de cálculo*

A continuación se describen los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: ajuste con respecto a la migración intercensal neta y a la cobertura territorial.* Véase el paso 1 en la subsección B.2 *b*). Nótese, sin embargo, que antes de aplicar este método, deberían también ajustarse los fallecimientos intercensales con respecto a la migración y a los cambios en la cobertura, aunque si el patrón de las defunciones por edad no se ve muy afectado, este ajuste no será crucial para las estimaciones finales de mortalidad.

*Paso 2: agrupación de datos por cohortes a partir de los dos censos.* Véase el paso 2 en la subsección B.2 *b*).

*Paso 3: ajuste de un intervalo intercensal que no sea un número exacto de años.* Véase el paso 3 en la subsección B.2. *b*).

*Paso 4 a): acumulación de defunciones por cohorte a partir de datos del registro.* Los fallecimientos registrados están normalmente tabulados por año calendario, grupo quinquenal de edad y sexo. Como los dos censos que se están usando probablemente no tienen fechas de referencia a principios de año y como una cohorte se estará moviendo continuamente a lo largo de los grupos quinquenales de edad convencionales a medida que se mueve a lo largo del período intercensal, la labor de acumular defunciones intercensales por cohorte es tediosa e imprecisa. Como el valor de la información sobre fallecimientos intercensales estriba en su patrón por edad y no en su nivel preciso, se impone cierta simplificación.

Si el primer censo se celebró en el año $a$ y las cohortes iniciales se definen por grupos quinquenales convencionales de edad, las defunciones de la cohorte de edad $x$ a $x + 4$ en el año $a$ durante los cinco primeros años del período intercensal (esto es, entre $a$ y $a + 5$) pueden obtenerse aproximadamente sumando los fallecimientos en el año $a$ de personas de edad $x$ a $x + 4$ y las defunciones en el año $a + 5$ de personas de edad $x + 5$ a $x + 9$, y multiplicando la suma por 2,5. Así pues, si $D^j_{x,\,x+4}$ denota, en general, el número de fallecimientos de la cohorte de edad $x$ a $x + 4$ al comienzo del período (esto es, en el año $a$) y registrados durante el año $j$, y ${}_5D^j_x$ indica el número de fallecimientos de personas de edad $x$ a $x + 4$ en el año $j$, entonces

$$\sum_{j=a}^{a+5} D^j_{x,\,x+4} = 2.5\,[{}_5D^a_x + {}_5D^{a+5}_{x+5}] \qquad \text{(C.2)}$$

Pueden aplicarse aproximaciones similares para un segundo período quinquenal entre $a + 5$ y $a + 10$:

$$\sum_{j=a+5}^{a+10} D^j_{x,\,x+4} = 2.5\,[{}_5D^{a+5}_{x+5} + {}_5D^{a+10}_{x+10}] \qquad \text{(C.3)}$$

Pueden entonces aproximarse las defunciones por cohorte para los períodos intercensales que son múltiplos de cinco con bastante sencillez a partir de las defunciones registradas en años calendario distantes cinco años.

El caso de un intervalo intercensal que no sea múltiplo de cinco años es ligeramente más complicado, pero pueden obtenerse aproximaciones adecuadas mediante una ponderación adecuada de las defunciones registradas. Si el intervalo se encuentra entre cinco y 10 años, pueden calcularse de modo aproximado las defunciones por cohorte para el primer quinquenio tal como se describió antes usando las defunciones registradas en los años $a$ y $a + 5$. Las defunciones por cohorte durante el período $a + 5$ a $a + t$, donde $t$ es la longitud del intervalo intercensal, se estiman promediando el número de defunciones registradas en los años $a + 5$ y $a + t$ pertenecientes a los grupos de edad apropiados y

ponderando luego los promedios por el número de años entre $a + 5$ y $a + t$. Así, dejando

$$ {}_5\bar{D}_{x+5} = 0.5\,[{}_5D_{x+5}^{a+5} + {}_5D_{x+5}^{a+t}] \qquad \text{(C.4)} $$

$$ \sum_{j=a+5}^{a+t} D_{x,\,x+4}^{j} = w(t-5)\,{}_5\bar{D}_{x+5} + (t-5-w(t-5))\,{}_5\bar{D}_{x+10} \qquad \text{(C.5)} $$

Los valores de $w(t - 5)$ figuran en el cuadro 181.

Si el intervalo intercensal se encuentra entre 10 y 15 años, las defunciones por cohorte para los primeros 10 años pueden obtenerse de las ecuaciones (C.2) y (C.3). Pueden entonces calcularse las defunciones por cohorte para el período restante sustituyendo en las ecuaciones (C.4) y (C.5) $a + 5$ por $a + 10$, $t - 5$ por $t - 10$; y $x + 5$ y $x + 10$ por $x + 10$ y $x + 15$, respectivamente. Las ponderaciones necesarias se pueden seguir calculando a partir del cuadro 181 usando como punto de entrada $(t - 10)$ años.

CUADRO 181. FACTORES DE PONDERACIÓN PARA ESTIMAR LAS DEFUNCIONES POR COHORTE EN INTERVALOS QUE NO SEAN MÚLTIPLOS DE CINCO

| *Intervalo (años) $t-5$* (1) | *Factores de ponderación* | |
|---|---|---|
| | $w(t-5)$ (2) | $(t-5-w(t-5))$ (3) |
| 1 | 0.9 | 0.1 |
| 2 | 1.6 | 0.4 |
| 3 | 2.1 | 0.9 |
| 4 | 2.4 | 1.6 |

*Paso 4 b): aproximación a las defunciones por cohorte a partir de una tabla de vida modelo.* Si no se dispone de información sobre la distribución por edad de las defunciones a lo largo del período intercensal, pueden usarse tablas de vida modelo para llenar el vacío. El nivel exacto de mortalidad no es crítico, ya que el método estimará la "cobertura" del registro de defunciones; pero como el patrón de la mortalidad por edades es importante, debe elegirse un modelo que represente adecuadamente la mortalidad experimentada por la población que se estudia y que se aproxime más o menos a su nivel.

Lo que se requiere como insumo es una estimación del número de defunciones que se producen en una cohorte inicial durante el período intercensal. La función ${}_5L_x$ de la tabla de vida puede usarse para estimar el número requerido. Si el período intercensal tiene una extensión de cinco años, el número de defunciones que ocurren en la cohorte de edad $x$ a $x + 4$ en el momento del primer censo viene dado por ${}_5L_x - {}_5L_{x+5}$; la proporción de fallecimientos de la cohorte inicial durante el período viene dada por $({}_5L_x - {}_5L_{x+5})/{}_5L_x$. Por lo general, para todo intervalo intercensal $t$, el número de defunciones ocurridas durante el intervalo intercensal en la cohorte de edad de $x$ a $x + 4$ puede estimarse como

$$ \sum_{j=a}^{a+t} D_{x,\,x+4}^{j} = ({}_5N1_x)({}_5L_x - {}_5L_{x+t})/{}_5L_x \qquad \text{(C.6)} $$

donde ${}_5N1_x$ es la población de edad $x$ a $x + 4$ en el momento del primer censo (año $a$). Si $t$ no es un múltiplo de cinco, los valores de ${}_5L_{x+t}$ no pueden leerse directamente en las tablas de vida modelo de Coale y Demeny, aunque pueden estimarse a partir de los valores tabulados de $l(x)$ para edades adyacentes múltiplos de cinco, tal como se describe en el paso 5 de la subsección B.2. *b*), usando los coeficientes y la ecuación que figuran en el cuadro 172.

*Paso 5 a): cálculo y gráfico de los cocientes de población y de defunciones para cohortes quinquenales.* Trabajando con grupos quinquenales de edad, es posible calcular los cocientes de la cohorte de edad $x$ a $x + 4$ en el primer censo con respecto a sus supervivientes $t$ años más tarde, ${}_5N1_x/{}_5N2_{x+t}$, y de las defunciones intercensales de sus miembros con respecto a sus supervivientes $t$ años más tarde,

$$ \sum_{j=a}^{a+t} D_{x,\,x+4}^{j} / {}_5N2_{x+t} $$

Pueden entonces graficarse estos puntos. De ordinario, serán muy erráticos, a menudo hasta el extremo de que no pueda asociarse con ellos de forma plausible tendencia lineal alguna. Si un examen de su gráfico sugiere que sí representan una recta, se pueden estimar sus parámetros usando promedios de grupo (véase subsección C.4 del capítulo V). La pendiente puede entonces servir de factor de ajuste para el número registrado de defunciones, ajuste que las hará consistentes con la cobertura del primer censo, mientras que la ordenada al origen es una estimación de la cobertura del primer censo en relación con la del segundo.

*Paso 5 b): cálculo y gráfico de los cocientes de población y de defunciones para cohortes de intervalos abiertos.* Las cohortes pueden también definirse en términos de intervalos abiertos, esto es, como todas las personas de edad $x$ y más al momento del primer censo; y pueden calcularse los cocientes $N1(x+)(N2\ (x + t)+)$ y $\Sigma_{j=a}^{a+t} D_{x,\omega}^{j} / N2((x + t)+)$ para valores de $x$ de 5, 10, 15, etc. Muchas de las irregularidades observadas en los cocientes quinquenales se suavizarán por esta acumulación, y se podrá usar un procedimiento de promedios de grupo (véase subsección C.4 del capítulo V) para ajustar una línea recta a esos puntos.

*Paso 5 c): cálculo y gráfico de los cocientes de población de defunciones para cohortes truncadas.* Es a menudo útil explotar las ventajas de la acumulación sin usar información para las personas mayores, donde las declaraciones erróneas de edad pueden ser sustanciales. Por tanto, cabe usar cohortes iniciales de edad entre $x$ y 60 ó $x$ y 65 para valores de $x$ que sean múltiplos de cinco. El uso de la acumulación truncada tendrá un sustancial efecto de suavización, pero la pendiente de la línea resultante puede ser sumamente sensible al límite superior de edad elegido.

*Paso 6: interpretación de los resultados.* A menudo, la migración selectiva, la exageración en la edad y otros problemas de declaración pueden distorsionar la pendiente de la línea ajustada. En tales casos, este método

puede no ser de mucha utilidad a efectos de estimar la mortalidad. La estimación de la ordenada al origen, por otra parte, parece ser más sólida, por lo que el valor principal de este método estriba en la estimación que proporciona de la cobertura relativa de los censos sucesivos.

### 4. *Un ejemplo detallado*

El método se aplica al caso de Panamá, 1960-1970, ya que algunos de los cálculos necesarios ya han sido hechos. A continuación indican los pasos del procedimiento.

*Paso 1: ajuste con respecto a la migración intercensal neta y a la cobertura territorial.* Como no existe base para hacer los ajustes necesarios, los datos fundamentales usados son los presentados en el cuadro 173. Las defunciones no necesitan tampoco ajuste alguno.

*Paso 2: agrupación de datos por cohortes a partir de los dos censos.* Este paso ha sido ya completamente descrito en la subsección B.2 *c*); se usan grupos quinquenales de edad convencionales tanto en 1960 como en 1970 para definir cohortes, ya que el intervalo intercensal es aproximadamente de 10 años.

*Paso 3: ajuste de la longitud del intervalo intercensal.* Tal como se describió en la subsección B.2. *c*), la población femenina de 1960 se desplazó hacia atrás a partir de la fecha real del censo, 11 de diciembre de 1960, a una fecha exactamente 10 años antes del censo de 1970, 10 de mayo de 1960. Los resultados figuran en la columna (2) del cuadro 182.

*Paso 4 a): acumulación de defunciones por cohorte a partir de datos del registro.* Se dispone de defunciones registradas por edad y sexo para Panamá para 1960, 1965 y 1970; y esos datos pueden usarse para estimar defunciones intercensales para cada cohorte. El número de defunciones femeninas para cada año y grupos de edad figura en el cuadro 182.

El procedimiento aproximado para estimar las defunciones por cohorte es demasiado crudo para ofrecer resultados razonables para la cohorte de edad 0 a 4 en 1960, por lo que la cohorte de edad 5 a 9 es el punto inicial. Las defunciones ocurridas a lo largo de los primeros cinco años, desde mediados de 1960 a mediados de 1965, en esa cohorte se estiman como

$$\sum_{j=1960}^{1965} D^{j}_{5,9} = 2.5\,[{}_5D_5^{1960} + {}_5D_{10}^{1965}] = 2.5\,(138+64) = 505$$

Las defunciones para la cohorte de edad 5 a 9 en 1960 a lo largo del segundo quinquenio, desde mediados de 1965 a mediados de 1970, se estiman como

$$\sum_{j=1965}^{1970} D^{j}_{5,9} = 2.5[{}_5D_{10}^{1965} + {}_5D_{15}^{1970}] =$$

$$2.5(64+95) = 397.5$$

Las defunciones por cohorte para el período decenal se obtienen entonces sumando las defunciones durante los dos períodos quinquenales:

$$\sum_{j=1960}^{1970} D^{j}_{5,9} = \sum_{j=1960}^{1965} D^{j}_{5,9} + \sum_{j=1965}^{1970} D^{j}_{5,9} =$$

$$505 + 397.5 = 902.5$$

Los resultados para cada cohorte figuran en el cuadro 183. El único grupo de edad que requiere tratamiento especial es el intervalo abierto de 65 años y más. Para el período 1960-1965, todas las defunciones anuales de personas de más de 70 años corresponden a esa cohorte, al igual que algunas de las defunciones de personas de 65 a 69 años. El número total de defunciones de personas de más de 70 años durante el período 1960-1965 puede estimarse sumando las defunciones de

CUADRO 182. POBLACIÓN FEMENINA, 1960 Y 1970, Y DEFUNCIONES REGISTRADAS DE MUJERES, 1960, 1965 Y 1970, POR GRUPOS DE EDAD, PANAMÁ

| *Grupo de edad* (1) | *Población femenina* | | *Defunciones registradas* | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | *1960*[a] (2) | *1970* (3) | *1960* (4) | *1965* (5) | *1970* (6) |
| 0-4 | 88 477 | 114 017 | 1 670 | 1 497 | 1 608 |
| 5-9 | 75 242 | 106 944 | 138 | 122 | 167 |
| 10-14 | 62 509 | 85 253 | 63 | 64 | 71 |
| 15-19 | 53 468 | 73 381 | 76 | 84 | 95 |
| 20-24 | 44 826 | 63 010 | 106 | 102 | 99 |
| 25-29 | 37 149 | 50 924 | 103 | 79 | 104 |
| 30-34 | 31 609 | 40 885 | 87 | 91 | 94 |
| 35-39 | 28 216 | 36 115 | 98 | 112 | 116 |
| 40-44 | 23 550 | 29 409 | 99 | 111 | 110 |
| 45-49 | 20 253 | 25 360 | 123 | 119 | 137 |
| 50-54 | 14 801 | 21 775 | 111 | 141 | 161 |
| 55-59 | 11 787 | 17 632 | 132 | 115 | 186 |
| 60-64 | 10 101 | 13 004 | 147 | 188 | 233 |
| 65-69 | } | 10 061 | 152 | 174 | 268 |
| 70-74 | } 18 403 | { 6 690 | 184 | 239 | 270 |
| 75+ | } | { 9 873 | 513 | 742 | 913 |

[a] Ajustadas para aproximarse a un intervalo intercensal de 10 años.

personas de más de 70 años en 1960 y 1965 y multiplicando la suma por 2,5:

$$\sum_{j=1960}^{1965} {}_{\omega-70}D^{j}_{70} = 2.5({}_{\omega-70}D^{1960}_{70} + {}_{\omega-70}D^{1965}_{70})$$

$$= 2.5(184+513+239+742)$$

$$= 2.5(1{,}678) = 4{,}195$$

en donde, como de costumbre, ${}_{\omega-70}D^{j}_{70}$ denota el número de defunciones ocurridas durante el año $j$ a personas de 70 años y más.

CUADRO 183. DEFUNCIONES ESTIMADAS POR COHORTE, POBLACIÓN FEMENINA, PANAMÁ, 1960-1970

| *Grupo de edad de la cohorte 1960 (1)* | *Número de defunciones por cohorte* | | |
|---|---|---|---|
| | *1960-1965 (2)* | *1965-1970 (3)* | *1960-1970 (4)* |
| 5-9 | 505.0 | 397.5 | 902.5 |
| 10-14 | 367.5 | 457.5 | 825.0 |
| 15-19 | 445.0 | 515.0 | 960.0 |
| 20-24 | 462.5 | 432.5 | 895.0 |
| 25-29 | 485.0 | 517.5 | 999.5 |
| 30-34 | 497.5 | 555.0 | 1 052.5 |
| 35-39 | 522.5 | 620.0 | 1 142.5 |
| 40-44 | 545.0 | 700.0 | 1 245.0 |
| 45-49 | 660.0 | 817.5 | 1 477.5 |
| 50-54 | 565.0 | 870.0 | 1 435.0 |
| 55-59 | 800.0 | 1 140.0 | 1 940.0 |
| 60-64 | 802.5 | 1 110.0 | 1 912.5 |
| 65+ | 4 602.5 | 4 773.8 | 9 376.3 |

Para el grupo de edad 65 a 69, el número promedio de defunciones por año entre 1960 y 1965 se estima como 0,5 (152 + 174), esto es, 163; y como la cohorte de edad 65 a 69 en 1960 tenía en promedio 2,5 años de exposición al riesgo de morir durante el período 1960-1965, las defunciones de personas de 65 a 69 correspondientes a esa cohorte se estiman como 2,5 (163) = 407,5, durante ese período. Por ello, el número total de defunciones durante el período 1960-1965 para la cohorte de 65 años y más en 1960 es

$$\sum_{j=1960}^{1965} {}_{5}D^{j}_{65} + \sum_{j=1960}^{1965} {}_{\omega-70}D^{j}_{70} = 4{,}195 + 407.5 = 4{,}602.5$$

Entre 1965 y 1970, todas las defunciones de edades 75 y más corresponden a la cohorte inicial 65+, como lo hace una proporción de las defunciones de personas de 70 a 74 años. Las defunciones a los 75 años y más se estiman así:

$$\sum_{j=1965}^{1970} {}_{\omega-75}D^{j}_{75} = 2.5({}_{\omega-75}D^{1965}_{75} + {}_{\omega-75}D^{1970}_{75})$$

$$= 2.5(742+913) = 4{,}137.5$$

Las defunciones ocurridas a la cohorte durante el período 1965-1970 en las edades 70 a 74 pueden estimarse a partir del número medio anual de fallecimientos en esas edades, 0,5 (239 + 270), y la exposición media al riesgo, 2,5 años, lo que arroja (2,5)(0,5)(239 + 270) = 636,25. En consecuencia, las defunciones ocurridas durante el período intercensal a la cohorte de 65 años en adelante al comienzo del mismo (1960) son

$$\sum_{j=1960}^{1970} D^{j}_{65.\omega} = 4{,}137.5 + 636.25 + 4{,}602.5$$

$$= 9{,}376.25$$

*Paso 5 a): cálculo y gráfico de los cocientes de población y de defunciones para cohortes quinquenales.* Para cada cohorte se calculan los cocientes del tamaño de la cohorte inicial con respecto al de la cohorte final, $N1/N2$, y de las defunciones por cohorte con respecto al tamaño de la cohorte final, $D/N2$. Así, para la cohorte del grupo de edad 5 a 9 en 1960,

$${}_{5}N1_{5}/{}_{5}N2_{15} = 75{,}242/73{,}381 = 1.0254$$

$$\sum_{j=1960}^{1970} D^{j}_{5,9}/{}_{5}N2_{15} = 902.5/73{,}381 = 0.0123$$

Los valores para todas las cohortes figuran en las columnas (2) y (3) del cuadro 184 y se grafican en el diagrama a) de la figura 23. Los puntos muestran un grado apreciable de variabilidad; y la línea recta, ajustada por promedios de grupos, se ve muy influida por los tres últimos puntos y no se aproxima muy bien a los demás. La ordenada al origen, que estima la cobertura del primer censo en relación con la del segundo, es 1,0278, sugiriendo que el censo de 1960 era del orden del 3% más completo que el de 1970. La pendiente, que estima la cobertura del primer censo en relación con la precisión del registro de defunciones, es 1,0623, sugiriendo que el registro de defunciones era del orden del 6% menos completo que la enumeración de la población en 1960. Esas estimaciones no son en modo alguno irrazonables, pero la estimación de la pendiente es sensible al procedimiento de ajuste usado; por ejemplo, si la recta se ajusta usando mínimos cuadrados (véase subsección C.4 del capítulo V) la ordenada al origen asciende a 1,046, no muy diferente de la obtenida por promedios de grupo; pero la pendiente es 0,914, un valor totalmente diferente al asociado con la recta ajustada usando promedios de grupos. Asimismo, este valor es poco plausible, porque implica que la cobertura de las defunciones es mejor que la de la población.

*Paso 5. b): cálculo y gráfico de los cocientes de población y de defunciones para cohortes de intervalos abiertos.* Lo más conveniente para acumular es comenzar con las edades avanzadas y moverse hacia las más jóvenes, empezando con la cohorte de 65 años y más en 1960. En este caso, los valores de $N1$, $N2$ y $D$ son exactamente los mismos que los obtenidos en el paso 4 *a*):

$$N1(65+)/N2(75+) = 18{,}403/9{,}873 = 1.8640$$

$$\sum_{j=1960}^{1970} D^{j}_{65.\omega}/N2(75+) = 9{,}376.25/9{,}873 = 0.94969$$

CUADRO 184. COCIENTES DE POBLACIÓN POR COHORTES, $N1/N2$, Y COCIENTES DE DEFUNCIONES POR COHORTE RESPECTO DE LA POBLACIÓN, $D/N2$, PARA DIFERENTES TIPOS DE COHORTES, PANAMÁ, 1960-1970

| Edad x en 1960 (1) | Cocientes para cohortes de edad x a x+4 | | Cocientes para cohortes de edad x y más | | Cocientes para cohortes de edad x a 64 | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | $5N1_x/5N2_{x+10}$ (2) | $\sum D^j_{x,x+4}/5N2_{x+10}$ (3) | $N1(x+)/N2((x+10)+)$ (4) | $\sum D^j_{x,\omega}/N2((x+10)+)$ (5) | $N1(x,64)/N2(x+10,74)$ (6) | $\sum D^j_{x,64}/N2(x+10,74)$ (7) |
| 5 | 1.0254 | 0.01230 | 1.0849 | 0.06069 | 1.0651 | 0.03525 |
| 10 | 0.9920 | 0.01309 | 1.0983 | 0.07163 | 1.0743 | 0.04060 |
| 15 | 1.0500 | 0.01885 | 1.1239 | 0.08572 | 1.0949 | 0.04749 |
| 20 | 1.0964 | 0.02189 | 1.1418 | 0.10188 | 1.1063 | 0.05474 |
| 25 | 1.0286 | 0.02768 | 1.1527 | 0.12112 | 1.1088 | 0.06313 |
| 30 | 1.0748 | 0.03579 | 1.1862 | 0.14634 | 1.1322 | 0.07347 |
| 35 | 1.1126 | 0.04505 | 1.2176 | 0.17749 | 1.1501 | 0.08519 |
| 40 | 1.0815 | 0.05718 | 1.2513 | 0.21998 | 1.1638 | 0.09991 |
| 45 | 1.1487 | 0.08380 | 1.3158 | 0.28189 | 1.2016 | 0.14276 |
| 50 | 1.1382 | 0.11035 | 1.3902 | 0.37004 | 1.2330 | 0.17770 |
| 55 | 1.1716 | 0.19282 | 1.5133 | 0.49687 | 1.3067 | 0.22999 |
| 60 | 1.5099 | 0.28587 | 1.7209 | 0.68156 | 1.5099 | 0.28587 |
| 65 | 1.8640 | 0.94969 | 1.8640 | 0.94969 | - | - |
| *Parámetros de las rectas ajustadas por promedios de grupos usando todos los puntos:* | | | | | | |
| Ordenada | 1.0278 | | 1.0409 | | 1.0239 | |
| Pendiente | 1.0623 | | 0.9399 | | 1.3916 | |

Para la cohorte de 60 años y más en el período inicial:

$$N1(60+)/N2(70+) = (18{,}403 + 10{,}101)/(9{,}873 + 6{,}690) = 1.7209$$

$$\sum_{j=1960}^{1970} D^j_{60,\omega}/N2(70+) = (9{,}376.25 + 1{,}912.5)/(9{,}873 + 6{,}690) = 0.68156$$

Los cálculos siguen la misma vía, agregando un nuevo grupo de edad a las sumas previas en cada paso, hasta que haya sido sumada la cohorte de menor edad, de 5 a 9 años en 1960. En las columnas (4) y (5) del cuadro 184 figuran los cocientes obtenidos, que se representan en el diagrama *b*) de la figura 23.

El carácter lineal de los puntos ha aumentado mucho con la acumulación, y la línea recta se ajusta a las observaciones muy de cerca. Sin embargo, los parámetros de la recta—una ordenada al origen de 1,0409 y una pendiente de 0,9399—implican un diferencial entre las coberturas de los censos de 1960 y 1970 similar al obtenido en el paso 5 *a*), pero una cobertura muy diferente del registro de defunciones, que parece ahora sobrerregistrar los fallecimientos con respecto al censo de 1960 en cerca del 6%.

*Paso 5. c): cálculo y gráfico de los cocientes de población y de defunciones para cohortes truncadas.* Pueden efectuarse también acumulaciones similares a las hechas en el paso 5 *b*) en que los grupos de edad considerados no son de extremo abierto, sino que más bien excluyen al último o a los dos últimos grupos de edad. Esta acumulación truncada puede ser útil cuando hay razones para suponer que existen errores específicos que afectan a las edades avanzadas. Las estimaciones de la cobertura del registro de defunciones se referirán entonces a los fallecimientos registrados excluyendo los que se producen tanto en edades jóvenes como en edades avanzadas.

Las acumulaciones se llevan a cabo como antes. Sin embargo, no comienzan por la última cohorte de intervalo abierto, sino por la cohorte de mayor edad que se quiere incluir en los cálculos. En este caso, se seleccionó como límite superior la cohorte de 60 a 64 años en 1960. Para esa cohorte, los cocientes requeridos son los mismos que los calculados en el paso 5 *a*), en donde se calcularon los cocientes para las diversas cohortes en grupos quinquenales. Así:

$$N1(60,64)/N2(70,74) = 10{,}101/6{,}690 = 1.5099$$

$$\sum_{j=1960}^{1970} D^j_{60,64}/N2(70,74) = 1{,}912.5/6{,}690 = 0.28587$$

Para la cohorte de edad 55 a 64 en 1960,

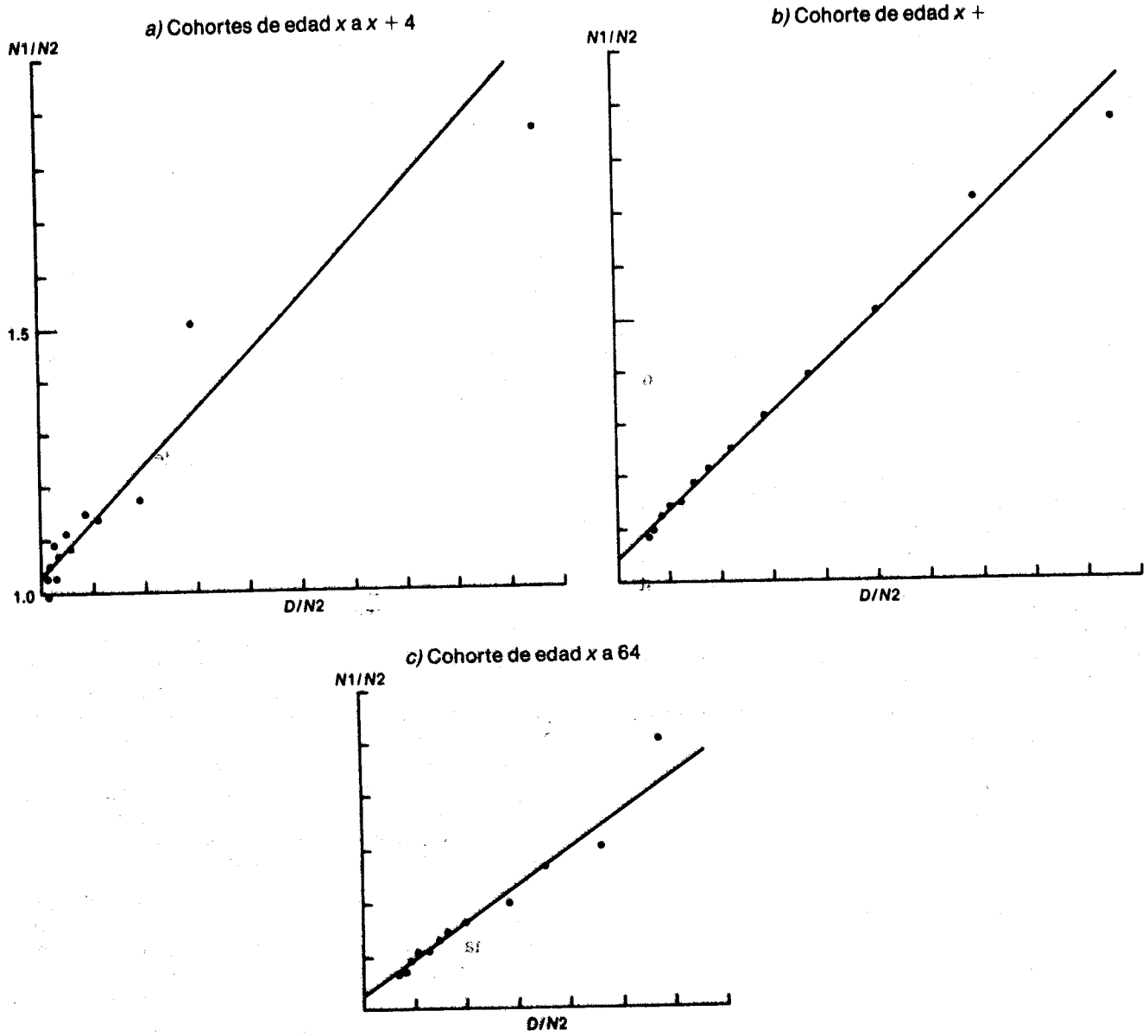
$$N1(55,64)/N2(65,74) = (10{,}101 + 11{,}787)/(6{,}690 + 10{,}061) = 1.3067$$

$$\sum_{j=1960}^{1970} D^j_{55,64}/N2(65,74) = (1{,}912.5 + 1{,}940.0)/(6{,}690 + 10{,}061) = 0.22999$$

Las acumulaciones continúan con edades descendentes, añadiendo cada vez el siguiente grupo más joven, hasta que se haya incluido el grupo de 5 a 9 años, el más joven que hay que usar. Los cocientes resultantes figuran en las columnas (6) y (7) del cuadro 184 y se grafican en el diagrama c) de la figura 23.

El gráfico muestra que el grado de linealidad de los puntos se encuentra entre el del caso de acumulación completa y el del caso en que no se ha usado acumulación. La ordenada al origen de la línea ajustada es similar a la obtenida anteriormente; pero la pendiente resulta una vez más diferente, indicando que las defun-

Figura 23. Gráficos de cocientes de población por cohortes, $N1/N2$, contra los cocientes de defunciones por cohorte respecto de la población, $D/N2$, para varios tipos de cohortes




ciones registradas en el rango aproximado de edades 10 a 70 tienen sólo una cobertura del orden del 72% con respecto a la del censo de 1960.

## D. Estimación de una tabla de vida a partir de la niñez en base a una distribución por edad y a tasas intercensales de crecimiento

### 1. *Fundamento y justificación del método*

Las técnicas tradicionales de supervivencia intercensal se complican mucho para intervalos intercensales cuya duración no es un número exacto de años o un múltiplo de cinco. Asimismo, la aplicación del método descrito en la subsección B.4, que usa la acumulación para reducir los efectos de los errores en la declaración de edad, es una tarea que lleva mucho tiempo ya que obliga a proyectar una población inicial usando diferentes niveles de mortalidad.

Preston y Bennett[4] proponen un método diferente para estimar la mortalidad adulta durante el período intercensal a partir de las distribuciones por edad resultantes de dos censos consecutivos. La aplicación del método propuesto es sencilla, sea cual fuere la longitud del período intercensal, y no es muy sensible a algunos tipos de declaraciones erróneas de edad, particularmente a la atracción de ciertas edades. Es también innovador, porque usa las distribuciones por edad de los dos censos para estimar tasas de crecimiento por edades (más bien que probabilidades de supervivencia por cohorte) y emplea entonces esas tasas de crecimiento para transformar la estructura por edad de la población observada en

[4] Samuel H. Preston y Neil G. Bennett, "A census-based method for estimating adult mortality", *Population Studies*, vol. XXXVII, No. 1 (marzo de 1983), págs. 91 a 104.

el equivalente de una función ${}_5L_x$ de la población estacionaria (tabla de vida).

Bennett y Horiuchi[5] muestran que en toda población cerrada, en un momento particular $t$, el número de personas de edad $y$, $N(y)$, es igual al número de personas de edad $x$, $N(x)$, multiplicado por la probabilidad de supervivencia desde la edad $x$ a la edad $y$, $l(y)/l(x)$, medida al momento $t$, y por un factor exponencial que incluye la integral de las tasas de crecimiento de la población también al momento $t$ entre las edades $x$ e $y$. Así,

$$N(y) = N(x)[l(y)/l(x)] \exp(-\int_x^y r(u)du) \qquad \text{(D.1)}$$

que es análoga a la ecuación que caracteriza a una población estable, excepto por la sustitución del exponente de la tasa de crecimiento estable multiplicada por el número de años entre $x$ e $y$, $\exp(-(y-x)r)$, por el exponente de la integral de las tasas variables de crecimiento entre $x$ e $y$, $\exp[-\int_x^y r(u)du]$.

Si $N(x)$, $N(y)$ y el conjunto de valores de $r(u)$ para $u$ entre $x$ e $y$ son todos conocidos, entonces la probabilidad de supervivencia por período, $l(y)/l(x)$, puede estimarse a partir de la ecuación (D.1). Sin embargo, con el objeto de introducir una cierta suavización, Preston y Bennett proponen la estimación de la esperanza de vida en cada edad $x$, usando la acumulación extensiva tanto de la población declarada como de las tasas de crecimiento observadas por edad.

En términos discretos, usando grupos quinquenales de edad, la ecuación básica propuesta por Preston y Bennett es

$$e_x = \frac{\sum_{y=x}^{\omega} {}_5N_y \exp[5.0 \sum_{u=x}^{y-5} {}_5r_u + 2.5\,{}_5r_y]}{N(x)} \qquad \text{(D.2)}$$

donde $N(x)$, número de personas de edad $x$, se estima como

$$N(x) = \frac{{}_5N_{x-5} \exp[-2.5\,{}_5r_{x-5}] + {}_5N_x \exp[2.5\,{}_5r_x]}{10} \qquad \text{(D.3)}$$

Las ventajas de este método son: *a*) es de aplicación relativamente sencilla incluso en casos en que el período intercensal no tiene una longitud conveniente; *b*) no presupone la estabilidad; *c*) introduce un elemento de acumulación, limitando así los efectos de errores en la edad, y *d*) no es sensible a los efectos de errores en la edad que presenten un mismo patrón en ambos censos, gracias al uso de tasas de crecimiento. Las estimaciones que brinda este procedimiento son probablemente tan fiables como las obtenidas a partir de cualquiera de las técnicas intercensales disponibles, y la sencillez de su aplicación lo hace extremadamente atractivo.

[5] Neil G. Bennett y Shiro Horiuchi, "Estimating the completeness of death registration in a closed population", *Population Index*, vol. 47, No. 2 (verano de 1981), págs. 207 a 221.

### 2. *Datos requeridos*

A continuación se enumeran los datos necesarios para aplicar este método:

*a*) Dos enumeraciones censales con poblaciones clasificadas por los mismos grupos de edad (y sexo), separadas por un intervalo que no exceda 20 años;

*b*) Información suficiente para ajustar uno u otro censo con respecto a la migración intercensal neta y la cobertura territorial, de ser necesario.

### 3. *Procedimiento de cálculo*

A continuación se describen los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: ajuste con respecto a la migración neta intercensal y a la cobertura territorial.* Véase paso 1 en la subsección B.2 *b*).

*Paso 2: cálculo de las tasas de crecimiento intercensal por edades.* La tasa de crecimiento de la población en cada grupo quinquenal de edad desde el primero hasta el segundo censo se calcula como sigue:

$${}_5r_x = [\ln({}_5N2_x) - \ln({}_5N1_x)]/t \qquad \text{(D.4)}$$

donde ${}_5r_x$ denota la tasa intercensal de crecimiento de la población del grupo de edad $x$ a $x+4$; ${}_5N2_x$ es la población de edad $x$ a $x+4$ en el segundo censo; ${}_5N1_x$ es la población de edad $x$ a $x+4$ en el primer censo; y $t$ es la longitud del intervalo intercensal en años (con una parte decimal si es necesario). Ambas distribuciones por edad deben compartir el mismo intervalo abierto, $A+$. El valor de $A$ debe ser tan alto como lo permitieran las dos distribuciones por edad, ya que la exageración en las edades es un problema menos grave para este método que para los métodos basados en la distribución de defunciones descritos en el capítulo V.

*Paso 3: cálculo de una distribución intercensal promedio por edades.* La ecuación (D.2) requiere emplear una distribución intercensal promedio por edades, ${}_5N_x$. Se puede obtener una aproximación adecuada a esta distribución promediando simplemente las poblaciones inicial y final de cada grupo de edad. Así,

$${}_5N_x = 0.5\,({}_5N1_x + {}_5N2_x) \qquad \text{(D.5)}$$

*Paso 4: acumulación de las tasas de crecimiento por edad desde los 5 años en adelante.* El cálculo del factor de expansión asociado con las tasas de crecimiento que aparece en la ecuación (D.2) requiere sumar las tasas de crecimiento por edad, ${}_5r_x$, calculadas en el paso 2. Normalmente conviene comenzar el proceso de acumulación con la edad 5 y continuar hacia arriba.

La única dificultad que entraña la acumulación es el tratamiento del factor de expansión asociado con el intervalo abierto $A+$. Aunque la importancia relativa del intervalo abierto es mucho menor en este caso que en las técnicas conceptualmente similares de distribución de defunciones analizadas en el capítulo V, como en el cálculo de esperanzas de vida el intervalo abierto está siempre presente, es conveniente minimizar la

influencia de sesgos debidos al peso que cabe asignar al factor de expansión. Por esta razón, se sugiere un procedimiento especial para tratar al intervalo abierto.

Si $R(x)$ se usa para denotar el factor de expansión del grupo de edad de $x$ a $x + 4$, entonces, de acuerdo con la ecuación (D.2),

$$R(x) = 2.5\ {}_5r_x + 5.0 \sum_{y=5}^{x-5} {}_5r_y \qquad \text{(D.6)}$$

para $x = 10, 15, \ldots, A - 5$. En el caso de $x = 5$, (D.6) se convierte en

$$R(5) = 2.5\ {}_5r_5 \qquad \text{(D.7)}$$

y para $x = A$, $R(A) = \rho(A) + 5.0 \sum_{y=5}^{A-5} {}_5r_y$ (D.8)

en donde $\rho(A)$ se calcula usando una ecuación derivada de poblaciones estables simuladas cuya forma es

$$\rho(A) = a(A) + b(A)\, r(10+) + c(A) \ln(N(45+)/ N(10+)) \qquad \text{(D.9)}$$

donde $r(10+)$ es la tasa de crecimiento de la población de 10 años y más, esto es,

$$r(10+) = \ln[N2(10+)/N1(10+)]/t; \qquad \text{(D.10)}$$

$N(10+)$ y $N(45+)$ son las poblaciones de 10 años y más y de 45 años y más, respectivamente, a mediados del período y estimadas como

$$N(10+) = 0.5(N1(10+) + N2(10+))$$

y

$$N(45+) = 0.5(N1(45+) + N2(45+)) \qquad \text{(D.11)}$$

y $a(A)$, $b(A)$ y $c(A)$ son coeficientes constantes que dependen del valor dado de $A$. Sus valores figuran en el cuadro 185.

*Paso 5: reducción de la distribución de edad a una forma estacionaria.* La distribución intercensal promedio por edades obtenida en el paso 3 se convierte en una población estacionaria multiplicando cada valor de ${}_5N_x$ por la exponencial de $R(x)$. Los resultados pueden considerarse como "pseudo" valores de ${}_5L_x^*$, análogos a los valores de ${}_5L_x$ en la tabla de vida usual. Sin embargo, no se conoce el radical de la tabla de vida correspondiente a los pseudovalores de ${}_5L_x^*$. Por tanto, en general, los pseudovalores de ${}_5L_x^*$ no pueden manipularse exactamente como los valores normales de ${}_5L_x$.

Recapitulando, la estimación de los valores de ${}_5L_x^*$ se obtiene usando las ecuaciones siguientes:

$${}_5L_x{}^* = {}_5N_x \exp(R(x)) \qquad \text{(D.12)}$$

y

$${}_{\omega-A}L_A{}^* = {}_{\omega-A}N_A \exp(R(A)) \qquad \text{(D.13)}$$

CUADRO 185. COEFICIENTES PARA LA ESTIMACIÓN DE LA TASA DE CRECIMIENTO EQUIVALENTE POR ENCIMA DE LA EDAD $A$, $\rho(A)$, A PARTIR DE LA TASA DE CRECIMIENTO POR ENCIMA DE LA EDAD 10 Y DEL COCIENTE DE LA POBLACIÓN POR ENCIMA DE LA EDAD 45 CON RESPECTO A LA POBLACIÓN POR ENCIMA DE LA EDAD 10

| | Coeficientes | | |
|---|---|---|---|
| Edad A (1) | a(A) (2) | b(A) (3) | c(A) (4) |
| 45 | 0.229 | 20.43 | 0.258 |
| 50 | 0.205 | 18.28 | 0.235 |
| 55 | 0.179 | 16.02 | 0.207 |
| 60 | 0.150 | 13.66 | 0.176 |
| 65 | 0.119 | 11.22 | 0.141 |
| 70 | 0.086 | 8.77 | 0.102 |
| 75 | 0.053 | 6.40 | 0.063 |
| 80 | 0.025 | 4.30 | 0.029 |
| 85 | 0.006 | 2.68 | 0.006 |

Ecuación de estimación:

$$\rho(A) = a(A) + b(A)\, r(10+) + c(A) \ln(N(45+)\ N(10+))$$

Hay que señalar que es probable que la secuencia de valores de ${}_5L_x^*$ obtenida de esta forma sea más errática que la derivada de un conjunto de valores de ${}_5q_x$ calculados en base a tasas centrales de mortalidad observadas. En algunos ejemplos, los valores estimados de ${}_5L_x^*$ pueden incluso aumentar con la edad. Errores en las distribuciones por edad usadas como insumo son usualmente la causa de este comportamiento errático. Para minimizar los efectos de tales errores y también para generar una medida que sea comparable con las encontradas usualmente en otras fuentes conviene que los pseudovalores de ${}_5L_x^*$ se conviertan en esperanzas de vida de la forma descrita anteriormente.

*Paso 6: cálculo de las esperanzas de vida.* La esperanza de vida a la edad $x$, $e_x$, se calcula acumulando los pseudovalores de ${}_5L_x^*$ obtenidos en el paso anterior y dividiendo la suma entre una estimación de $l(x)$, el número de supervivientes hasta la edad exacta $x$ en la tabla de vida. Puede obtenerse una estimación adecuada de $l(x)$ como sigue

$$l^*(x) = ({}_5L_x{}^* {}_{-5} - {}_5L_x{}^*)/10.0 \qquad \text{(D.14)}$$

donde el * se ha añadido para recordar al lector que se trata también de pseudovalores de $l^*(x)$ con radical desconocido. Entonces, haciendo que $T_x^*$ sea el número de años-persona vividos por encima de la edad $x$, su valor se calcula como

$$T_x = \sum_{y=x}^{A-5} {}_5L_y{}^* + {}_{\omega-A}L_A{}^* \qquad \text{(D.15)}$$

por lo que combinando las ecuaciones (D.14) y (D.15), $e_x$ puede estimarse así:

$$e_x = 10.0(T_x{}^*)/({}_5L_{x\,-5}{}^* - {}_5L_x{}^*) \qquad \text{(D.16)}$$

Una vez calculadas las esperanzas de vida, normalmente para valores de $x$ de 10 a 50, cabe encontrar los niveles que implican en un sistema modelo de tablas de vida, y obtener una estimación final de la mortalidad prome-

diando las estimaciones menos divergentes del nivel de mortalidad (las que resten después de descartar cualesquiera valores claramente inaceptables). En la práctica, las estimaciones de mortalidad para valores de $x$ hasta aproximadamente la edad 30 son razonablemente consistentes, pero después de la edad 30 ó 35 muestran progresivamente una mortalidad más baja a medida que aumenta la edad $x$. La estimación óptima de la mortalidad global puede, por tanto, ser un promedio de los niveles asociados con $e_x$ con $x$ variando de 10 a 30, a pesar de que esta conclusión implique que los resultados no constituirán una base útil para la selección de un patrón de la mortalidad por edad, ni serán buenos indicadores de la necesidad de ajuste cuando existan errores en las tasas de crecimiento debido a cambios en la precisión de la enumeración.

### 4. *Un ejemplo detallado: Panamá, 1960-1970*

El caso de Panamá entre 1960 y 1970 se usa para ilustrar la aplicación de este método, por lo que será posible comparar sus resultados con los obtenidos anteriormente mediante la aplicación de las técnicas de supervivencia intercensal.

Los datos básicos figuran en las columnas (2) y (4) del cuadro 173, pero para ofrecer un cuadro completo se reproducen en las columnas (2) y (3) del cuadro 185. Téngase en cuenta que cuando se usa este método no hay necesidad de hacer ajustes para los intervalos intercensales que no son un número entero de años; por tanto, pueden usarse las poblaciones tal como se enumeraron en 1960 y 1970.

Se ofrece a continuación el procedimiento de cálculo para este ejemplo.

*Paso 1: ajuste con respecto a la migración neta intercensal y a la cobertura territorial.* Como se explica en el paso 1 de la subsección B.2. c), no se hacen ajustes en este caso.

*Paso 2: cálculo de tasas de crecimiento intercensal por edades.* El intervalo entre los censos de 1960 y 1970 es de 9,41 años (véase la subsección B.2. *c*)). La tasa de crecimiento para cada grupo de edad se calcula, por tanto, dividiendo la diferencia entre los logaritmos naturales de las poblaciones final e inicial de cada grupo de edad entre 9,41. Así, para la población del grupo de edad 5 a 9,

$$ {}_5r_5 = [\ln({}_5N2_5) - \ln({}_5N1_5)]/9.41 $$

$$ = (11.5801 - 11.2463)/9.41 = 0.03547 $$

Los resultados figuran en la columna (4) del cuadro 186.

*Paso 3: cálculo de una distribución intercensal promedio por edades.* Se obtiene una distribución promedio por edades para el período intercensal calculando simplemente los promedios aritméticos de las poblaciones inicial y final de cada grupo de edad. Así para el grupo de edad 5 a 9,

$$ {}_5N_5 = 0.5({}_5N1_5 + {}_5N2_5) = 0.5(76{,}598 + $$

$$ 106{,}944) = 91{,}771 $$

Los resultados completos figuran en la columna (5) del cuadro 186.

*Paso 4: acumulación de las tasas de crecimiento por edad desde los 5 años en adelante.* Se necesitan tasas de crecimiento por edad acumuladas para estimar ${}_5L_x$ para todos los valores de $x$ desde 5 años en adelante. La población promedio de 5 a 9 años de edad, ${}_5N_5$, necesita expandirse por 2,5 años de crecimiento a la tasa de incremento típica del grupo de 5 a 9, a saber, ${}_5r_5$. La población promedio de 10 a 14 años, ${}_5N_{10}$, necesita expandirse por cinco años de crecimiento a la tasa para el grupo de 5 a 9 años, ${}_5r_5$, más 2,5 años de crecimiento a la tasa para el grupo de 10 a 14, ${}_5r_{10}$. Por tanto, los valores de $R(x)$ se encuentran por sucesiva acumulación de las tasas por edad siguiendo las ecuaciones (D.6) y (D.7). Para el grupo de 5 a 9 años,

$$ R(5) = 2.5({}_5r_5) = 0.08868 $$

CUADRO 186. ESTIMACIÓN DE LA MORTALIDAD FEMENINA INTERCENSAL USANDO TASAS DE CRECIMIENTO INTERCENSAL, PANAMÁ, 1960-1970

| *Grupo de edad* $x, x+4$ *(1)* | *Población femenina enumerada* | | *Tasa de crecimiento intercensal* ${}_5r_x$ *(4)* | *Población promedio 1960-1970 (5)* | *Tasa de crecimiento acumulada* $R(x)$ *(6)* | *Población estacionaria* | | | *Esperanza de vida* $e_x$ *(10)* | *Nivel de mortalidad Oeste (11)* |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | *1960 (2)* | *1970 (3)* | | | | *En grupos quinquenales* ${}_5L_x$* *(7)* | *A la edad exacta x* $l^*(x)$ *(8)* | *De edad x y más* $T_x$* *(9)* | | |
| 0 | 90 071 | 114 017 | 0.02505 | 102 044 | - | - | - | - | - | - |
| 5 | 76 598 | 106 944 | 0.03547 | 91 771 | 0.08868 | 100 281 | - | - | - | - |
| 10 | 63 635 | 85 253 | 0.03108 | 74 444 | 0.25505 | 96 072 | 19 635 | 1 123 232 | 57.21 | 16.9 |
| 15 | 54 431 | 73 381 | 0.03175 | 63 906 | 0.41213 | 96 500 | 19 257 | 1 027 160 | 53.34 | 17.4 |
| 20 | 45 634 | 63 010 | 0.03429 | 54 322 | 0.57723 | 96 753 | 19 325 | 930 660 | 48.16 | 16.8 |
| 25 | 37 818 | 50 924 | 0.03162 | 44 371 | 0.74200 | 93 185 | 18 994 | 833 907 | 43.90 | 16.7 |
| 30 | 32 179 | 40 885 | 0.02545 | 36 532 | 0.88468 | 88 488 | 18 167 | 740 722 | 40.77 | 17.8 |
| 35 | 28 724 | 36 115 | 0.02433 | 32 420 | 1.00913 | 88 935 | 17 742 | 652 234 | 36.76 | 18.1 |
| 40 | 23 974 | 29 409 | 0.02171 | 26 692 | 1.12423 | 82 154 | 17 109 | 563 299 | 32.92 | 18.6 |
| 45 | 20 618 | 25 360 | 0.02200 | 22 989 | 1.23350 | 78 926 | 16 108 | 481 145 | 29.87 | 20.3 |
| 50 | 15 068 | 21 775 | 0.03913 | 18 422 | 1.38633 | 73 691 | 15 262 | 402 219 | 26.35 | 21.3 |
| 55 | 11 999 | 17 632 | 0.04090 | 14 816 | 1.58640 | 72 393 | 14 608 | 328 528 | - | - |
| 60 | 10 283 | 13 004 | 0.02495 | 11 644 | 1.75103 | 67 076 | 13 947 | 256 135 | - | - |
| 65 | 6 737 | 10 061 | 0.04262 | 8 399 | 1.91995 | 57 286 | 12 436 | 189 059 | - | - |
| 70 | 5 242 | 6 690 | 0.02592 | 5 966 | 2.09130 | 48 297 | 10 558 | 131 773 | - | - |
| 75+ | 6 756 | 9 873 | - | 8 315 | 2.30650 | 83 476 | - | 83 476 | - | - |

Para el grupo de 10 a 14 años,

$$R(10) = 2.5({}_5r_{10}) + 5.0({}_5r_5) = 0.25505$$

Para el grupo de 20 a 24 años,

$$R(20) = 2.5({}_5r_{20}) + 5.0({}_5r_5 + {}_5r_{10} + {}_5r_{15}) = 0.57723$$

Para calcular $R(A)$, el factor de expansión correspondiente al intervalo de abierto, se usa la ecuación (D.8) en conjunción con la ecuación (D.9) para estimar $\rho(A)$. Esta última usa como insumos los valores de $r(10+)$, $N(10+)$ y $N(45+)$. El símbolo $r(10+)$ es la tasa de crecimiento de la población de 10 años y más durante el período intercensal, y se calcula como cualquier otra tasa de crecimiento, tal como se ilustra a continuación:

$$\begin{aligned} r(10+) &= \ln(N2(10+)/N1(10+))/t \\ &= \ln(483{,}372/363{,}098)/9.41 \\ &= 0.2861/9.41 \\ &= 0.0304 \end{aligned}$$

Los valores de $N(10+)$ y $N(45+)$ se hallan acumulando los rubros necesarios en la columna (5) del cuadro 186. En el caso de $N(45+)$, se comienza con ${}_5N_{45}$ y se continúa hasta $N(75+)$. Para $N(10+)$, el punto inicial es ${}_5N_{10}$. Los valores resultantes son $N(10+) = 423.238$ y $N(45+) = 90.551$. Por tanto,

$$\begin{aligned} \rho(75) &= a(75) + b(75)r(10+) + c(75)\ln(N(45+)/N(10+)) \\ &= 0.053 + 6.40(0.0304) + 0.063\ \ln(90{,}551/423{,}238) \\ &= 0.1504 \end{aligned}$$

y

$$\begin{aligned} R(75) &= \rho(75) + 5.0 \sum_{y=5}^{70} {}_5r_y \\ &= 0.1504 + 2.1561 \\ &= 2.3065 \end{aligned}$$

El conjunto completo de valores de $R(x)$ figura en la columna (6) del cuadro 186.

*Paso 5: reducción de la distribución por edad a una forma estacionaria.* Se obtienen ahora los valores de ${}_5L_x^*$ para cada $x$ multiplicando la población promedio de cada grupo de edad, ${}_5N_x$, por exp $[R(x)]$. Así, para el grupo de edad 5 a 9,

$${}_5L_5^* = (91{,}771)\exp(0.08868) = 100{,}281$$

y para el grupo de edad 45 a 49,

$${}_5L_{45}^* = (22{,}989)\exp(1.23350) = 78{,}926$$

El intervalo abierto se trata exactamente del mismo modo, recordando que el resultado es una estimación de ${}_{\omega-A}L_A^*$, o $T_A^*$. Los resultados completos figuran en la columna (7) del cuadro 186.

*Paso 6: cálculo de las esperanzas de vida.* La esperanza de vida a la edad $x$, $e_x$, es igual a los años-persona vividos desde la edad $x$ en adelante, $T_x^*$, divididos por el número de supervivientes en la edad $x$, $l^*(x)$. El valor de $l^*(x)$ puede estimarse con suficiente precisión promediando los valores adyacentes de los años-persona vividos, esto es, ${}_5L_x^* - 5$ y ${}_5L_x^*$. Así, para la edad 10,

$$\begin{aligned} l^*(10) &= ({}_5L_5^* + {}_5L_{10}^*)/10.0 \\ &= (100{,}281 + 96{,}072)/10.0 = 19{,}635 \end{aligned}$$

Nótese que ya que 5 es el valor más bajo de $x$ usado en los cálculos y no se obtiene valor de ${}_5L_0^*$, $l(10)$ es la población más joven que cabe calcular. Conviene señalar que no se obtiene el valor de ${}_5L_0^*$ porque el grupo de 0 a 4 años de edad se encuentra por lo general seriamente distorsionado por omisiones y declaraciones erróneas de edad. De igual modo, la edad más alta para la que cabe estimar un valor de $l^*(x)$ es $A - 5$, ya que no se dispone de valor para ${}_5L_A^*$. En la columna (8) del cuadro 186 figura la gama de valores de $l^*(x)$.

La columna $T_x^*$ se calcula acumulando desde l edad $A$ hacia abajo los sucesivos valores de ${}_5L_x^*$. Así, para 75,

$$T_{75}^* = {}_{\omega-75}L_{75}^* = 83{,}476$$

y para 50,

$$T_{50}^* = T_{55}^* + {}_5L_{50}^* = 328{,}528 + 73{,}691 = 402{,}219$$

Los resultados completos figuran en la columna (9) del cuadro 186.

La esperanza de vida en cada edad $x$ desde 10 hasta 50 se calcula entonces dividiendo cada $T_x^*$ entre el correspondiente $l^*(x)$. Así, para $x = 10$,

$$e_{10} = T_{10}^*/l^*(10) = 1{,}123{,}232/19{,}635 = 57.21$$

mientras que para $x = 50$,

$$e_{50} = T_{50}^*/l^*(50) = 402{,}219/15{,}262 = 26.35$$

Las cifras para la esperanza de vida que figuran en la columna (10) del cuadro 186 pueden compararse con las de un sistema modelo de tablas de vida. Dado el supuesto hecho anteriormente de que la familia Oeste suministra el mejor ajuste al patrón de la mortalidad por edades en Panamá, el nivel de mortalidad Oeste implicado por cada $e_x$ femenina en la columna (10) se ha hallado por interpolación, figurando los resultados en la columna (11).

Se advertirá que los cinco primeros valores, para el tramo de edades de 10 a 30, son más o menos consistentes, siendo su nivel promedio 17,1. Por encima

de la edad 25, sin embargo, los niveles de mortalidad aumentan de modo constante con la edad, sin duda por causa de exageraciones de la edad. Es interesante comparar los resultados obtenidos por este método con los logrados por la técnica de proyección que usa valores acumulados y que se ha descrito en la subsección B.4. d). Las semejanzas entre las estimaciones de mortalidad que figuran en la columna (11) del cuadro 186 y las de la columna (16) del cuadro 180 son notables. En el segundo caso, como en el primero, una serie de cinco estimaciones aproximadamente consistentes del nivel de mortalidad, promediando un nivel de 17,4 en vez de 17,1, va seguida de una pronunciada tendencia al alza del nivel con la edad. La presente técnica puede preferirse por dos motivos, siendo el primero la sencillez de su aplicación y el segundo el hecho de que no presenta la desventaja de arrojar diferentes resultados según el sentido, hacia adelante o hacia atrás, en que se haga la proyección. Hay que indicar, sin embargo, que el nivel estimado de mortalidad adulta de 17,1, que es el mejor de que se dispone en el cuadro 186, está hasta cierto punto distorsionado por la exageración de la edad que sesga positivamente los valores de $T_x^*$ en todas las edades.

# ANEXOS

## *Anexo I*

# EDAD MEDIA DE LOS SOLTEROS AL MOMENTO DE CONTRAER MATRIMONIO

### A. Antecedentes del método

La edad media de los solteros al momento de contraer matrimonio, *SMAM*, es la edad media a las primeras nupcias de quienes se casan alguna vez (o, en la práctica, de quienes se casan antes de alcanzar cierta edad definida previamente). Se calcula a partir de las proporciones de solteros, esto es, de quienes nunca se han casado, en cada grupo de edad[a]. Ya que los grupos de edad más comunes tienen una longitud de cinco años, el proceso de cálculo de la edad media de los solteros al contraer matrimonio se describe para datos clasificados por grupos quinquenales de edad. Se supone aquí que no se celebran primeras nupcias después de los 50 años o antes de los 15, aunque la generalización del procedimiento descrito a continuación al uso de otros límites de edad es muy sencilla.

### B. Cálculos básicos para obtener la edad media de los solteros al momento de contraer matrimonio

#### 1. *Datos requeridos*

Para aplicar este procedimiento se necesitan los siguientes datos:

*a*) Población de 15 a 54 años clasificada por edad (grupos quinquenales de edad) y sexo;

*b*) Población que nunca ha contraído matrimonio de 15 a 54 años clasificada por edad (grupos quinquenales) y sexo.

#### 2. *Procedimiento de cálculo*

A continuación se indican los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de proporciones de solteros para uno de los dos sexos.* Divídase el número de solteros en cada grupo de edad por la población total en el mismo grupo. La proporción resultante para el grupo de edad $5i + 10$ a $5i + 14$ se denota por $U(i)$, con $i$ variando normalmente de 1 a 8.

*Paso 2: cálculo de los años-persona vividos en estado de soltería.* Súmense las proporciones de solteros en cada grupo de edad hasta el grupo 45 a 49 ($i = 7$) inclusive y multiplíquese la suma por cinco. La cantidad resultante se denota por $RS_1$. Considérese $RS_2 = RS_1 + 15{,}0$. La cantidad 15,0 es el número de años-persona vividos en estado de soltería desde el nacimiento hasta los 15 años por la cohorte hipotética del tamaño que se está considerando. Si la edad mínima a la que se contrae matrimonio se cambiase a otra edad $x$, 15 se sustituiría por $x$ y el cálculo de $RS_1$ incluiría a todos los grupos de edad desde $x$ a $x + 4$ (cuando $x$ sea un múltiplo de cinco) hasta 45 a 49.

*Paso 3: estimación de la proporción de quienes contraen matrimonio alguna vez.* La proporción de los que permanecen solteros a los 50 años se estima como

$$RN = (U(7)+U(8))/2.0 \qquad \text{(B.1)}$$

donde $U(7)$ es la proporción de solteros (de quienes nunca contraen matrimonio) entre las personas de 45 a 49 años, y $U(8)$ es la proporción equivalente entre aquellas de 50 a 54 años. Una vez estimada la proporción de los que permanecen solteros a los 50 años, la proporción de quienes han contraído matrimonio alguna vez antes de esa edad, $RM$, es obviamente su complemento, esto es,

$$RM = 1.0 - RN \qquad \text{(B.2)}$$

*Paso 4: cálculo del número de años-persona vividos por la proporción de los que no se casan.* Puesto que $RN$ es la proporción de los que no han contraído matrimonio a los 50 años, el tiempo total pasado en el estado de soltería por esa proporción es

$$RS_3 = 50.0RN \qquad \text{(B.3)}$$

*Paso 5: cálculo de la edad media de los solteros al momento de contraer matrimonio.* Por último, el valor de $SMAM$ se calcula como sigue:

$$SMAM = (RS_2 - RS_3)/RM \qquad \text{(B.4)}$$

Es decir, el valor de $SMAM$ tal como se calcula aquí es el número promedio de años transcurridos en estado de soltería por los que contraen matrimonio antes de los 50 años. Debería tenerse en cuenta que, aunque estrictamente, tal valor se refiere sólo a las personas que se casan antes de los 50 años, en casi todas las aplicaciones se emplea como si se refiriese a la totalidad de la población que ha contraído matrimonio alguna vez. Dos hechos justifican esa práctica: primero, en muchas poblaciones la incidencia de las primeras nupcias después de los 50 años es muy pequeña; y segundo, en poblaciones con datos deficientes no resulta insólito encontrar que después de los 50 años (y algunas veces incluso después de los 45 años) las proporciones de solteros crecen cuando aumenta la edad, lo que indicaría que las cohortes de mayor edad estuvieron sujetas a tasas de primeras nupcias inferiores a las de grupos más jóvenes. Puesto que tal tendencia es bastante improbable, los incrementos observados se atribuyen usualmente a errores de declaración. En esas condiciones, sería poco aconsejable usar los datos de las cohortes de mayor edad en el cálculo de $SMAM$.

#### 3. *Ejemplo detallado*

Los datos que se presentan en el cuadro 187 fueron recogidos durante la Encuesta Nacional Demográfica efectuada en Panamá

[a] John Hajnal, "Age at marriage and proportions marrying", *Population Studies*, vol. VII, No. 2 (noviembre de 1953), págs. 111 a 136.

Cuadro 187. Población por grupos de edad, sexo y estado civil, Panamá, 1976

| Grupo de edad (1) | Varones | | | | Mujeres | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Solteros (2) | Casados alguna vez (3) | No saben (4) | Total (5) | Solteras (6) | Casadas alguna vez (7) | No saben (8) | Total (9) |
| 15-19 ..... | 2 678 | 69 | 5 | 2 752 | 2 171 | 509 | 15 | 2 695 |
| 20-24 ..... | 1 331 | 585 | 24 | 1 940 | 806 | 1 251 | 38 | 2 095 |
| 25-29 ..... | 556 | 1 151 | 62 | 1 769 | 288 | 1 503 | 37 | 1 828 |
| 30-34 ..... | 256 | 1 231 | 89 | 1 576 | 146 | 1 414 | 44 | 1 604 |
| 35-39 ..... | 158 | 1 108 | 90 | 1 356 | 82 | 1 223 | 57 | 1 362 |
| 40-44 ..... | 96 | 919 | 110 | 1 125 | 35 | 1 043 | 50 | 1 128 |
| 45-49 ..... | 76 | 775 | 120 | 971 | 41 | 832 | 67 | 930 |
| 50-54 ..... | 43 | 644 | 107 | 794 | 22 | 660 | 52 | 734 |

en 1976. Ilustran algunos de los problemas encontrados al trabajar con datos reales.

Un rápido examen del cuadro 187 revela que, especialmente en las edades mayores, el estado civil de una proporción sustancial de las personas entrevistadas se desconoce. Resulta difícil imaginar un motivo para esta omisión, ya que *a priori* parecería fácil que una persona recordara si ha contraído matrimonio o no.

Una fuente posible de error puede ser que el término "casado alguna vez" se usara en sentido amplio para significar "haber formado parte de una unión estable". Como en muchos países, las uniones no legalizadas por el matrimonio son socialmente inaceptables, un informante en tal situación tendería a evitar declarar su "estado civil". Parece entonces apropiado suponer que la mayor parte de los que respondieron "no sabe" eran, en realidad, "casados alguna vez". La validez de este supuesto es, sin embargo, imposible de establecer sin recurrir a otra información. Pero si los datos disponibles se usan para calcular las edades medias de los solteros de cada sexo al momento de contraer matrimonio, es necesario hacer algún supuesto sobre su verdadero significado. Como se ha sugerido, una hipótesis extrema es suponer que todos los casos de "no sabe" son casados alguna vez. Otra posibilidad, menos extrema, es suponer que tanto las personas solteras como las casadas alguna vez en cada grupo de edad tienen una probabilidad igual de estar clasificadas entre los que "no saben" (este supuesto resultaría plausible si la mayor parte de los que "no saben" fuera resultado de errores aleatorios producidos en el procesamiento de los datos). Según esta hipótesis, la proporción de solteros en cada grupo de edad sería igual al obtenido excluyendo a los que no saben.

Cada uno de estos supuestos conduce a un modo distinto de calcular la proporción de solteros en cada grupo de edad y a estimaciones algo distintas de las edades medias de los solteros al momento de contraer matrimonio. Los procedimientos de cálculo y los resultados figuran a continuación.

a) *Cálculo de la edad media de los solteros al momento de contraer matrimonio ignorando las personas de estado civil desconocido*

En el primer ejemplo, las proporciones de solteros se calculan excluyendo a los que no saben. Las proporciones resultantes figuran en el cuadro 188. Entonces, usando esas proporciones de solteros, las edades medias al momento de contraer matrimonio se calculan como de costumbre.

CUADRO 188. PROPORCIONES DE SOLTEROS EXCLUYENDO LOS DE ESTADO CIVIL DESCONOCIDO, PANAMÁ, 1976

| Grupo de edad (1) | Proporciones de solteros | | |
|---|---|---|---|
| | Varones (2) | Mujeres (3) | |
| 15-19 | 0.9749 | 0.8101 | |
| 20-24 | 0.6947 | 0.3918 | |
| 25-29 | 0.3257 | 0.1608 | |
| 30-34 | 0.1722 | 0.0936 | |
| 35-39 | 0.1248 | 0.0628 | |
| 40-44 | 0.0946 | 0.0325 | |
| 45-49 | 0.0893 | 0.0470 | (0.0324) |
| 50-54 | 0.0626 | 0.0323 | |

i) *Caso 1: varones (excluyendo a los que no saben)*

Los resultados de los pasos principales para el caso 1 se listan a continuación:

$$RS_1 = 5.0(2.4762) = 12.381$$

$$RS_2 = RS_1 + 15.0 = 27.381$$

$$RN = (0.0893 + 0.0626)/2.0 = 0.076$$

$$RM = 0.924$$

$$RS_3 = 50.0RN = 3.798$$

$$SMAM = (RS_2 - RS_3)/RM = 25.52$$

ii) *Caso 2: mujeres (excluyendo a las que no saben)*

Adviértase que las proporciones de solteras entre el total de mujeres no decrecen consistentemente, como cabría esperar, cuando aumenta la edad. La proporción de solteras en las edades 45 a 49, por ejemplo, es mayor que en las edades 40 a 44. Inconsistencias de ese tipo se deben a menudo a cambios en los patrones de nupcialidad, pero el hecho de que la proporción de solteras disminuya de nuevo en las edades 50 a 54 sugiere que el valor relativamente alto observado en las edades 45 a 49 puede deberse, al menos en parte, a declaraciones erróneas del estado civil aunadas a cambios reales en los patrones de nupcialidad.

Por tanto, para calcular en este caso la edad media de los solteros al momento de contraer matrimonio, las proporciones declaradas de solteras fueron ajustadas sustituyendo el valor de 0,0470 para el grupo de edad 45 a 49 por el promedio de los dos valores adyacentes a él, que resultan ser también las menores proporciones de solteras observadas. Así, se supone que la proporción de solteras en las edades 45 a 49 era de 0,0324. Bajo esa hipótesis, la edad media de los solteros al contraer matrimonio se calcula del modo usual. Los resultados de los pasos principales figuran a continuación:

$$RS_1 = 5.0(1.584) = 7.92$$

$$RS_2 = 7.92 + 15.0 = 22.92$$

$$RN = (0.0324 + 0.0323)/2.0 = 0.0324$$

$$RM = 0.9677$$

$$RS_3 = 50.0(0.0324) = 1.62$$

$$SMAM = (RS_2 - RS_3)/RM = 22.01$$

Es interesante notar que, si se hubieran usado los datos observados, sin ajuste, el valor de *SMAM* habría sido de 21,38, un valor muy similar al obtenido arriba.

b) *Cálculo de la edad media de los solteros al contraer matrimonio suponiendo que las personas de estado civil desconocido se han casado alguna vez.*

Los valores del *SMAM* se calculan a continuación suponiendo que los que "no saben" corresponden, en realidad, a la categoría de casados alguna vez. Las proporciones de solteros obtenidas bajo ese supuesto figuran en el cuadro 189. Los cálculos necesarios para obtener el valor final de *SMAM* se resumen en los casos 3 y 4.

i) *Caso 3: varones (considerando a los que no saben como casados alguna vez)*

Los resultados para el caso 3 figuran a continuación:

$$RS_2 = 5.0(2.416) + 15.0 = 27.08$$

$$RS_3 = 50.0[(0.0783 + 0.0542)/2.0] = 50.0(0.0663) = 3.3125$$

$$SMAM = (RS_2 - RS_3)/0.9337 = 25.45$$

ii) *Caso 4: mujeres (considerando a las que no saben como casadas alguna vez)*

Una vez más, la inconsistencia aparente en el grupo de edad 45 a 49 se corrigió sustituyendo la proporción declarada de solteros, $U(7)$ (0,0441), por el promedio de las proporciones adyacentes a ella (0,0305). A continuación se presenta un resumen de los cálculos:

$$RS_2 = 5.0(1.5605) + 15.0 = 22.80$$

$$RS_3 = 50.0(0.0302) = 1.51$$

$$SMAM = (RS_2 - RS_3)/0.9698 = 21.95$$

c) *Comentarios sobre el ejemplo detallado*

Las estimaciones de *SMAM* obtenidas suponiendo que todos los casos de estado civil desconocido corresponden, en realidad, a personas

CUADRO 189. PROPORCIONES DE SOLTEROS SUPONIENDO QUE LOS DE ESTADO CIVIL DESCONOCIDO SE HAN CASADO ALGUNA VEZ, PANAMÁ, 1976

| Grupo de edad (1) | Proporciones de solteros | | |
|---|---|---|---|
| | Varones (2) | Mujeres (3) | |
| 15-19 | 0.9731 | 0.8056 | |
| 20-24 | 0.6861 | 0.3847 | |
| 25-29 | 0.3143 | 0.1575 | |
| 30-34 | 0.1624 | 0.0910 | |
| 35-39 | 0.1165 | 0.0602 | |
| 40-44 | 0.0853 | 0.0310 | |
| 45-49 | 0.0783 | 0.0441 | (0.0305) |
| 50-54 | 0.0542 | 0.0300 | |

casadas algunas vez, son muy similares a las calculadas anteriormente excluyendo a los informantes de estado civil desconocido. Esa semejanza se debe al hecho de que los informantes de estado civil desconocido constituyen una proporción relativamente pequeña tanto de la población total entrevistada como de la población total que declaró su estado civil. Sin embargo, aun cuando las estimaciones obtenidas sean similares, se plantea el problema de qué conjunto usar si se fueran a hacer análisis ulteriores. Cuando no se dispone de más información sobre la encuesta de que se trata, sería conveniente no hacer supuestos extremos, de suerte que se aceptarían como representativas las estimaciones de *SMAM* calculadas excluyendo a los que no saben su estado civil.

En este caso, sin embargo, el supuesto extremo resulta ser el más próximo a la verdad. En efecto, como la pregunta en la encuesta fue "¿En qué fecha contrajo usted matrimonio o formó una unión por primera vez?", y se usó para establecer tanto el estado civil como el tiempo transcurrido desde la primera unión, todos los que fueron incapaces de establecer la fecha en la que comenzó su primer matrimonio o unión fueron clasificados como "no saben", un término que en este contexto significa "de duración marital desconocida" en vez "de estado civil desconocido".

Este ejemplo ilustra de forma muy clara el punto siguiente: las tabulaciones con frecuencia no brindan información suficiente sobre los datos que presentan. Con el fin de captar el verdadero significado de esos datos, es importante conocer cómo se obtuvieron y cómo fueron procesados antes de formar parte de una tabulación dada. Sin esa información adicional, son muy probables los errores en la interpretación de los datos.

## C. NECESIDAD DE CONSIDERAR COHORTES HIPOTÉTICAS

La edad media de los solteros al momento de contraer matrimonio es una medida que lógicamente debería referirse a la experiencia de nupcialidad de una cohorte. Sin embargo, en la práctica, se dispone muy difícilmente de datos sobre la nupcialidad de cohortes. De ordinario, los datos a mano se refieren a las proporciones de solteros observadas en una población en uno o dos momentos dados. Así, como esas proporciones se refieren a períodos fijos, es concebible que si los patrones de nupcialidad han estado cambiando, la proporción de solteros de edad 30, por ejemplo, pueda ser menor que la observada en la edad 40, situación que nunca se produciría entre miembros de la misma cohorte. Por tanto, cuando existan patrones de nupcialidad que cambian con rapidez, la edad media de los solteros al momento de contraer matrimonio no debe calcularse a partir de la distribución por estado civil y por edad que se observa en un solo momento dado. Es preferible calcular las proporciones de solteros en una cohorte hipotética expuesta a las tasas de nupcialidad vigentes entre dos encuestas o censos antes de obtener el valor de *SMAM*.

### 1. *Procedimiento de cálculo*

Los pasos básicos de los cálculos son los mismos que los descritos anteriormente, excepto que tiene que construirse la distribución de una cohorte hipotética por estado civil antes de que se inicien los cálculos de la *SMAM* misma. Sólo se describen a continuación los pasos que son diferentes de los descritos en la subsección B.2.

*Paso 1: cálculo de las proporciones de solteros para dos puntos en el tiempo distantes cinco o 10 años.* Las proporciones de solteros se calculan para cada grupo de edad $i$ y momento $j$ dividiendo la población de solteros entre la población total en el grupo de edad, ajustada, si es necesario, con respecto a los casos de no respuesta. Las proporciones resultantes se denotan por $U(i, j)$.

*Paso 2: cálculo de las proporciones de solteros en una cohorte hipotética expuesta a tasas intercensales de nupcialidad.* Sea $U(i, s)$ la proporción de solteros para el grupo de edad $i$ de una cohorte hipotética. Las ecuaciones (C.1) y (C.2) sirven para calcular los valores de $U(i, s)$ cuando el intervalo entre recuentos es de cinco años, mientras que se usan las ecuaciones (C.3), (C.4) y (C.5) cuando el intervalo es de 10 años. Para los grupos de edad 20 a 24 y superiores, $i = 2, \ldots, 8$,

$$U(i, s) = U(i-1, s)U(i, 2)/U(i-1, 1) \qquad \text{(C.1)}$$

En cuanto al grupo de edad 15 a 19, para el que $i = 1$,

$$U(1, s) = U(1, 2) \qquad \text{(C.2)}$$

Nótese que en la ecuación (C.1) los valores de $U(i, 2)$ y $U(i-1, 1)$ se refieren a la misma cohorte, por lo que su cociente es una forma de "tasa de supervivencia" de los solteros de esa cohorte. Cuando esta tasa de supervivencia se aplica al valor hipotético anterior, $U(i-1, s)$, lo modifica de acuerdo con el cambio observado en la proporción de solteros durante el período entre recuentos.

Si el período entre recuentos tiene una longitud de 10 años en lugar de cinco, seguirá siendo posible calcular las proporciones de solteros en una cohorte hipotética. Ahora

$$U(i, s) = U(i-2, s)U(i, 2)/U(i-2, 1) \qquad \text{(C.3)}$$

para valores de $i$ que varían de 3 (grupo de edad 25 a 29) a 8 (grupo de edad 50 a 54). Para $i$ igual a 1 y 2, eso es, para los grupos de edad 15 a 19 y 20 a 24, se calcula $U(i, s)$ como el promedio de las proporciones de solteras registradas al momento de dos censos o encuestas:

$$U(1, s) = 0.5(U(1, 1) + U(1, 2)) \qquad \text{(C.4)}$$

y

$$U(2, s) = 0.5(U(2, 1) + U(2, 2)) \qquad \text{(C.5)}$$

*Pasos 3 a 6: cálculo de la edad media de los solteros al momento de contraer matrimonio a partir de las proporciones de solteros en una cohorte hipotética.* Una vez calculadas las proporciones de solteros, $U(i, s)$, el procedimiento que hay que seguir para calcular el valor de *SMAM* es exactamente el mismo que el descrito en los pasos 2 a 5 de la subsección B.2.

### 2. *Primer ejemplo detallado*

En el cuadro 190 figuran los datos para la población femenina del Japón enumerada en 1955 ($j = 1$) y 1960 ($j = 2$). Ilustra cómo se usan los datos para estimar las proporciones de solteras de una cohorte hipotética. En la columna (6) figura el conjunto resultante de valores $U(i, s)$. En los pasos que se indican a continuación, se emplean esos valores para estimar un valor medio de *SMAM* para el período 1955-1960.

*Paso 1: cálculo de las proporciones de solteras para cada censo.* Como en este caso los valores de $U(i, j)$ se encuentran ya en la forma apropiada en las columnas (3) y (4) del cuadro 190, este paso no es necesario.

*Paso 2: cálculo de las proporciones de solteras en una cohorte hipotética expuesta a tasas intercensales de nupcialidad.* En este ejemplo, el período intercensal es de cinco años, por lo que se usan las ecuaciones (C.1) y (C.2) para calcular $U(i, s)$. En el caso del grupo de edad 15 a 19, para el que $i = 1$,

$$U(1, s) = U(1, 2) = 0.987.$$

Para los grupos de edad subsiguientes, se multiplica cada valor de $U(i-1, s)$ por los cocientes $U(i, 2)/U(i-1, 1)$. En la columna (5) del cuadro 190 figuran los valores de estos cocientes para cada valor de $i$. Por ejemplo, para $i = 2$,

$$U(2, s) = U(1, s)U(2, 2)/U(1, 1)$$

$$= U(1, s)(0.648/0.983)$$

$$= (0.987)(0.659) = 0.650.$$

Los resultados completos figuran en la columna (6) del cuadro 190.

*Paso 3: cálculo de los años-persona vividos en estado de soltería.* La suma de los siete primeros valores de $U(i, s)$ es 2,111, por lo que

$$RS_1 = 5.0(2.111) = 10.555$$

Nótese que el valor de $U(8, s)$ para edades de 50 a 54 no se añade a la suma. Entonces, el número de años-persona deseado es

$$RS_2 = 15.0 + RS_1 = 25.555$$

*Paso 4: cálculo de la proporción de mujeres casadas alguna vez.* La proporción de mujeres que permanecen solteras es

$$RN = (0.045 + 0.045)/2.0 = 0.045.$$

Por tanto, la proporción de las que se han casado alguna vez es igual a

$$RM = 1.0 - 0.045 = 0.955.$$

*Paso 5: cálculo de los años-persona vividos por las mujeres que permanecen solteras.* Los años-persona se calculan como sigue

$$RS_3 = 50.0RN = 50.0(0.045) = 2.25.$$

*Paso 6: cálculo de la edad media de las solteras al momento de contraer matrimonio.* El valor de *SMAM* se calcula ahora así:

$$SMAM = (RS_2 - RS_3)/RM = (25.555 - 2.25)/0.955 = 24.40.$$

Tiene interés comparar el valor de *SMAM* estimado para el período intercensal (24,40 años) con las estimaciones que se hubiesen obtenido considerando cada censo por separado. De acuerdo a las proporciones de solteras presentadas en las columnas (3) y (4) del cuadro 190, el valor de *SMAM* en 1955 era 24,74 años, mientras que el de 1960 era 24,79 años. Por tanto, aunque la diferencia sea relativamente pequeña, la estimación intercensal de *SMAM* es inferior a la obtenida en los puntos finales del período. Este resultado implica, por lo general, que de acuerdo a las tasas de nupcialidad vigentes durante el período intercensal, las mujeres se casarían a edades ligeramente menores de aquéllas implícitas en la experiencia conjunta de cohorte-período observada en un momento dado. Sin embargo, la diferencia observada es tan pequeña que, al menos en este caso, lo que debería señalarse es la similitud de las diferentes estimaciones y el hecho de que, de acuerdo a ellas, la edad media de las solteras al momento de contraer matrimonio permaneció casi constante en Japón durante el período 1955-1960.

### 4. *Segundo ejemplo detallado*

En el cuadro 191 figuran los datos para la población femenina de Túnez enumerada en 1966 ($j = 1$) y estimada en 1976 en base al censo de 1975 ($j = 2$). El cuadro indica cómo se usaron los datos para estimar proporciones de solteras para una cohorte hipotética. En la columna (6) figura el conjunto resultante de valores de $U(i, s)$. Los pasos enumerados a continuación ilustran cómo se emplearon esos datos para estimar un valor medio de *SMAM* para el período 1966-1976:

*Paso 1: cálculo de las proporciones de solteras.* En este caso, los valores de $U(i, j)$ se encuentran ya en la forma apropiada en las columnas (3) y (4) del cuadro 191. Por tanto, este paso no es necesario.

*Paso 2: cálculo de las proporciones de solteras en una cohorte hipotética expuesta a tasas intercensales de nupcialidad.* Aunque el verdadero período intercensal en Túnez tenía una duración de nueve años, los datos básicos se han ajustado para representar un período decenal. Por tanto, pueden usarse las ecuaciones (C.3), (C.4) y (C.5) para calcular $U(i, s)$. Así, en el grupo de edad 15 a 19, para el que $i = 1$, por ejemplo,

$$U(1, s) = 0.5(U(1, 1) + U(1, 2)) = 0.5(0.810 + 0.887) = 0.848;$$

y para el grupo 20 a 24, para el que $i = 2$,

$$U(2, s) = 0.5(U(2, 1) + U(2, 2)) = 0.5(0.270 + 0.473) = 0.372.$$

Para los otros grupos de edad, se multiplica cada valor de $U(i-2, s)$ por el cociente $U(i, 2)/U(i-2,1)$. En la columna (5) del cuadro 191 figura el valor de esos cocientes para cada valor de $i$. Por ejemplo, para $i = 3$,

$$U(3, s) = U(1, s)U(3, 2)/U(1, 1)$$

$$= U(1, s)(0.158/0.810)$$

$$= (0.848)(0.195) = 0.165.$$

CUADRO 190. PROPORCIONES DE SOLTERAS, 1955 Y 1960, Y PROPORCIONES ESTIMADAS DE SOLTERAS EN UNA COHORTE HIPOTÉTICA INTERCENSAL, JAPÓN

| *Grupo de edad* (1) | *Indice* $i$ (2) | *Proporciones de solteras* 1955 (3) | *Proporciones de solteras* 1960 (4) | *Cociente de proporciones de solteras en dos censos* $U(i, 2)/U(i-1, 1)$ (5) | *Proporción de solteras en una cohorte hipotética* $U(i, s)$ (6) |
|---|---|---|---|---|---|
| 10-14 ..... | 0 | (1.000)[a] | (1.000)[a] | - | - |
| 15-19 ..... | 1 | 0.983 | 0.987 | 0.987 | 0.987 |
| 20-24 ..... | 2 | 0.665 | 0.648 | 0.659 | 0.650 |
| 25-29 ..... | 3 | 0.206 | 0.212 | 0.319 | 0.208 |
| 30-34 ..... | 4 | 0.079 | 0.096 | 0.466 | 0.097 |
| 35-39 ..... | 5 | 0.039 | 0.056 | 0.709 | 0.069 |
| 40-44 ..... | 6 | 0.023 | 0.031 | 0.795 | 0.055 |
| 45-49 ..... | 7 | 0.017 | 0.019 | 0.826 | 0.045 |
| 50-54 ..... | 8 | 0.012 | 0.017 | 1.000 | 0.045 |

[a] Valor supuesto.

CUADRO 191. PROPORCIONES DE SOLTERAS, 1966 Y 1976, Y PROPORCIONES ESTIMADAS DE SOLTERAS EN UNA COHORTE HIPOTÉTICA INTERCENSAL, TÚNEZ

| *Grupo de edad* (1) | *Indice i* (2) | *Proporciones de solteras* 1966 (3) | *Proporciones de solteras* 1976 (4) | *Cociente de proporciones de solteras en dos censos* $U(i, 2)/U(i-2, 1)$ (5) | *Proporción de solteras en una cohorte hipotética* $U(i, s)$ (6) |
|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 0.810 | 0.887 | 0.887 | 0.848 |
| 20-24 | 2 | 0.270 | 0.473 | 0.473 | 0.372 |
| 25-29 | 3 | 0.087 | 0.158 | 0.195 | 0.165 |
| 30-34 | 4 | 0.039 | 0.054 | 0.200 | 0.074 |
| 35-39 | 5 | 0.024 | 0.024 | 0.276 | 0.046 |
| 40-44 | 6 | 0.018 | 0.017 | 0.436 | 0.032 |
| 45-49 | 7 | 0.015 | 0.016 | 0.667 | 0.031 |
| 50-54 | 8 | 0.015[a] | 0.016[a] | 0.889 | 0.028 |

FUENTES: Para proporciones de solteras en 1966, censo de población de 1966; para proporciones de solteras en 1976, estimaciones a partir del censo de población de 1975 por M. Baraket, *Evolution récente de la nuptialité et de la fécondité en Tunisie* (Túnez, Office national du planning familial et de la population, mayo de 1977).

[a] Se supone igual al valor de las edades 45 a 49.

Los resultados completos se presentan en la columna (6) del cuadro 191.

*Paso 3: cálculo de los años-persona vividos en estado de soltería.* La suma de los siete primeros valores de $U(i, s)$ es 1,568, por lo que

$$RS_1 = 5.0(1.568) = 7.840$$

Adviértase que el valor de $U(8, s)$ para edades 50 a 54 no se incluyó en la suma. Entonces el número de años-persona deseado es

$$RS_2 = 15.0 + RS_1 = 22.840$$

*Paso 4: cálculo de la proporción de mujeres casadas alguna vez.* Una estimación de la proporción de mujeres que permanecen solteras a los 50 años es

$$RN = (0.031 + 0.028)/2.0 = 0.0295$$

Por tanto, la proporción de las casadas alguna vez a los 50 años asciende a

$$RM = 1.0 - 0.0295 = 0.9705$$

*Paso 5: cálculo de los años-persona vividos por las mujeres que permanecen solteras a los 50 años.* Este valor se calcula como

$$RS_3 = 50.0RN = 50.0(0.0295) = 1.475$$

*Paso 6: cálculo de la edad media de las solteras al momento de contraer matrimonio.* El valor de $SMAM$ es

$$SMAM = (RS_2 - RS_3)/RM = (22.840 - 1.475)/0.9705 = 22.01$$

Si este valor de $SMAM$ se compara con las estimaciones que se obtendrían usando los datos tal como se registraron en los puntos finales del período que se considera (20,88 años en 1966 y 22,71 años en 1976), resulta que el valor intercensal de $SMAM$ es superior al promedio de las estimaciones en los puntos finales. Tal resultado sugiere que las tasas de nupcialidad descendieron sustancialmente y con bastante rapidez en Túnez durante el período 1966-1976.

## *Anexo II*

# CORRECCION DE EL-BADRY PARA DATOS SOBRE HIJOS NACIDOS VIVOS

### A. Antecedentes del método

Al recolectar o procesar información sobre hijos nacidos vivos, a veces se produce un error que consiste en clasificar equivocadamente a mujeres de paridez cero como mujeres cuya paridez no fue declarada. Ese error se debe a menudo a las anotaciones ambiguas hechas por los entrevistadores al momento de la encuesta. Por ejemplo, la ambigüedad está claramente presente cuando se usa un guión (-) tanto para indicar que no se obtuvo información sobre la paridez de una mujer dada como que la interesada declaró no tener hijos. Cuando ocurren errores de este tipo a escala suficientemente amplia, la calidad de la información sobre hijos nacidos vivos se verá comprometida, especialmente si este tipo de información se usa para estimar la fecundidad indirectamente por alguno de los métodos descritos en el capítulo II. Siempre que una proporción considerable de mujeres sin hijos sea clasificada incorrectamente en la categoría de "paridez no declarada", la exclusión de esas mujeres del denominador al calcular la paridez media conducirá a sobreestimaciones de la paridez media, especialmente en las edades más jóvenes. Si, por otro lado, las mujeres cuya paridez no se indicó no se excluyen, el denominador será demasiado grande, produciendo subestimaciones de la paridez media verdadera.

En 1961, El-Badry[a] propuso un procedimiento para estimar la proporción de mujeres correspondientes a la categoría "paridez no declarada" que deberían haber sido clasificadas como sin hijos. Este procedimiento se basa en la alta correlación existente entre las proporciones de mujeres sin hijos y las proporciones en la categoría de "paridez no declarada", especialmente cuando se consideran sólo los cuatro o cinco primeros grupos quinquenales de edad.

El método de El-Badry se basa en un modelo muy simple. Sea $Z^*(i)$ la proporción verdadera de mujeres sin hijos en el grupo de edad $i$ y $NS(i)$ la proporción declarada de mujeres clasificadas en la categoría de paridez no declarada para el mismo grupo de edad. Entonces, es plausible suponer que se da la siguiente relación:

$$NS(i) = \alpha Z^*(i) + \beta \qquad \text{(A.1)}$$

donde $\alpha$ es la proporción de mujeres que realmente no tienen hijos y que fueron clasificadas erróneamente como de "paridez no declarada", y $\beta$ es el verdadero nivel constante de paridez desconocida. (Se espera que en toda encuesta, incluso cuando no se produzca el error de codificación que se ha descrito, algunas mujeres sean clasificadas en la categoría de paridez no declarada. Por lo general, se trata de mujeres que no estaban presentes al momento de la entrevista y para las que el informante seleccionado no conocía el número verdadero de los hijos que habían tenido.) Como la proporción $\alpha\, Z^*(i)$ de mujeres sin hijos se ha clasificado mal, la proporción declarada en el grupo de edad $i$, $Z(i)$, debe ser igual a

$$Z(i) = (1.0-\alpha)Z^*(i) \qquad \text{(A.2)}$$

o

$$Z^*(i) = Z(i)/(1.0-\alpha) \qquad \text{(A.3)}$$

Sustituyendo la ecuación (A.3) en la ecuación (A.1), se halla que

$$NS(i) = [\alpha/(1.0-\alpha)]Z(i) + \beta \qquad \text{(A.4)}$$

o

$$NS(i) = \gamma Z(i) + \beta \qquad \text{(A.5)}$$

donde $\gamma = \alpha/(1{,}0-\alpha)$. La ecuación (A.5) sugiere un método para estimar el verdadero valor de $Z^*(i)$: ajústese una línea a los puntos observados $(Z(i), NS(i))$ y estímense $\gamma$ y $\beta$. Entonces la verdadera proporción de mujeres sin hijos es

$$Z^*(i) = Z(i) + (NS(i) - \beta) \qquad \text{(A.6)}$$

y puede obtenerse una estimación del error en la paridez cero, $\alpha$, mediante

$$\alpha = \gamma/(1.0+\gamma) \qquad \text{(A.7)}$$

Adviértase que, incluso si algebraicamente la ecuación (A.6) es equivalente a

$$Z^*(i) = (1.0+\gamma)Z(i) \qquad \text{(A.8)}$$

las ecuaciones (A.8) y (A.6) pueden producir (y de ordinario producen) resultados ligeramente diferentes en la práctica, ya que el ajuste obtenido muy rara vez es exacto. Para fines de ajuste de la categoría con paridez cero se recomienda la ecuación (A.6).

En la mayor parte de los casos, cuando el producto final requerido es una estimación óptima de la paridez media por grupos de edad, un ajuste de la categoría de paridez cero no será de uso inmediato, pero sí lo es el verdadero nivel de no respuesta. Una vez calculada $\beta$, estimación de ese nivel, puede obtenerse la población femenina que hay que usar como denominador en el cálculo de la paridez media multiplicando la población femenina declarada en cada grupo de edad por el factor $(1{,}0 - \beta)$. Así, el parámetro usado después de aplicar el procedimiento de corrección de El-Badry es muy a menudo $\beta$, obtenido ajustando la ecuación (A.5)

Para concluir notamos que hay que usar procedimientos de cálculo ligeramente diferentes según que los datos sobre hijos nacidos vivos se refieran a todas las mujeres o sólo a las mujeres que han contraído matrimonio alguna vez. Por tanto, en las secciones siguientes se presentan dos descripciones detalladas del procedimiento de cálculo. Es también útil advertir ahora que en el análisis siguiente, se usa el índice $i$ para indicar el grupo de edad $5i + 10$ a $5i + 14$.

### B. Datos requeridos

Para aplicar este método se necesitan los datos siguientes:

*a*) Número de mujeres en la categoría de paridez cero (mujeres sin hijos) clasificadas por grupos quinquenales de edad;

*b*) Número de mujeres en la categoría de "paridez no declarada", clasificadas por grupos quinquenales de edad;

*c*) Número total de mujeres clasificadas por grupos quinquenales de edad. Sin embargo, cuando se hubiera hecho la pregunta sobre paridez sólo a mujeres que han contraído matrimonio alguna vez, los datos necesarios incluyen tanto el número total de mujeres como el número total de mujeres que se han casado alguna vez en cada grupo quinquenal de edad (15 a 49).

[a] M. A. El-Badry, "Failure of enumerators to make entries of zero: errors in recording childless cases in population censuses", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 56, No. 296 (diciembre de 1961), págs. 909 a 924.

## C. Datos sobre hijos nacidos vivos relativos a todas las mujeres

### 1. *Procedimiento de cálculo*

Los pasos del procedimiento de cálculo figuran a continuación.

*Paso 1: cálculo de las proporciones con paridez no declarada.* Si se denota por $FP(i)$ el número total de mujeres en el grupo de edad $i$ y por $FNS(i)$ el número de mujeres cuya paridez no fue declarada y que corresponden al grupo de edad $i$, entonces la proporción cuya paridez no fue declarada es

$$NS(i) = FNS(i)/FP(i) \qquad (C.1)$$

*Paso 2: cálculo de las proporciones de mujeres sin hijos.* Si $FZ(i)$ es el número declarado de mujeres sin hijos en el grupo de edad $i$ y $FP(i)$ el número que se ha definido anteriormente, entonces la proporción de mujeres sin hijos es

$$Z(i) = FZ(i)/FP(i) \qquad (C.2)$$

*Paso 3: estimación de los parámetros $\gamma$ y $\beta$.* Una vez calculadas las proporciones de mujeres cuya paridez no fue declarada y las de mujeres sin hijos, deben graficarse los puntos $(Z(i), NS(i))$. Si siguen aproximadamente una línea recta, se justifica el uso de este método de ajuste. De otro modo, no es posible ningún ajuste y se aconseja al usuario que incluya a todas las mujeres clasificadas como de "paridez no declarada" en el denominador cuando calcule la paridez media. Claro está, si la proporción de mujeres con paridez desconocida en cada grupo de edad es pequeña, no es probable que su inclusión o exclusión del denominador introduzca sesgos serios en los valores de la paridez media.

Cuando los puntos representados coincidan más o menos con los de una recta, se procede al cálculo de los valores de sus parámetros. Se recomienda que sólo se usen los puntos correspondientes a los cuatro o cinco primeros grupos de edad considerados. Para estimar los parámetros de la línea recta que se aproxime a ellos, divídanse los puntos seleccionados en dos grupos de igual tamaño de acuerdo con sus valores en la abscisa (repítase el punto medio en caso necesario) y calcúlense las medias de las abscisas y de las ordenadas de cada grupo. Los parámetros de la recta que pasa por esos puntos medios son estimaciones de los valores deseados de $\gamma$ y $\beta$. La aplicación de este procedimiento se ilustra en los ejemplos detallados que figuran a continuación.

Cuando los puntos están satisfactoriamente alineados, es también posible, claro está, usar el método de los mínimos cuadrados para estimar $\gamma$ y $\beta$ ya que puede producir mejores resultados. Véase la subsección C.4 del capítulo V para una descripción de este método de ajuste de una recta.

*Paso 4: cálculo de las proporciones verdaderas de mujeres sin hijos.* Como indica la ecuación (A.6), la verdadera proporción de mujeres sin hijos, $Z^*(i)$ es igual a la suma de la proporción declarada de mujeres sin hijos, $Z(i)$, y de la desviación de la proporción registrada de paridez no declarada respecto del verdadero nivel constante, esto es, $(NS(i) - \beta)$. Por tanto, una vez obtenida $\beta$, el cálculo de $Z^*(i)$ es inmediato. Una vez obtenidos los valores estimados de $Z^*(i)$, puede calcularse el número verdadero de mujeres sin hijos, $FZ^*(i)$, como el producto de cada $Z^*(i)$ por la población femenina del grupo de edad $i$, $FP(i)$. Los valores de $FZ^*(i)$ obtenidos de este modo deben usarse cuando la fecundidad se vaya a estimar usando datos sobre primeros nacimientos (véase subsección B.3 del capítulo II).

*Paso 5: cálculo de denominadores para la estimación de la paridez media.* Sea $FP^*(i)$ el número de mujeres cuya paridez se supone conocida después de haber estimado la verdadera proporción de mujeres sin hijos. Entonces

$$FP^*(i) = (1.0 - \beta)FP(i) \qquad (C.3)$$

ya que, según el modelo presentado anteriormente, el verdadero nivel de no respuesta es el valor estimado de $\beta$. Cuando se usan datos sobre hijos nacidos vivos para estimar la fecundidad indirectamente por los métodos descritos en el capítulo II o para estimar la mortalidad en la niñez por los descritos en el capítulo III, debe calcularse la paridez media de las mujeres del grupo de edad $i$ usando $FP^*(i)$ como denominador, en vez del número declarado, $FP(i)$.

### 2. *Ejemplo detallado*

El censo llevado a cabo en el Perú en julio de 1972 recogió información sobre el número de hijos nacidos vivos de todas las mujeres y se publicó la información necesaria para aplicar el procedimiento de ajuste de El-Badry. Figura en el cuadro 192.

Un examen rápido de los números publicados (que figuran en las columnas (3), (4) y (5)) revela que una proporción muy apreciable de todas las mujeres en cada grupo de edad fue clasificada en la categoría de "paridez no declarada". Especialmente notable es el hecho que en el grupo de edad 15 a 19 hay más mujeres en esta categoría que en la de paridez cero. Todas estas observaciones parecen ser consistentes con la existencia de un error del tipo descrito en la sección A. Debería intentarse entonces un ajuste por el procedimiento de El-Badry.

*Paso 1: cálculo de la proporción con paridez no declarada.* De acuerdo a la ecuación (C.1), la proporción de mujeres cuya paridez no fue declarada en el grupo de edad $i$, denotada por $NS(i)$, es precisamente el cociente entre el número de mujeres de esa categoría en ese grupo de edad y la población femenina total del mismo grupo de edad. Por tanto, $NS(i)$ se obtiene dividiendo cada uno de los rubros de la columna (5) (mujeres con paridez no declarada) entre los correspondientes de la columna (3) (población femenina total) del cuadro 192. Por ejemplo, para el grupo de edad 20 a 24,

El conjunto completo de valores de $NS(i)$ figura en la columna (7) del cuadro 192.

$$NS(2) = 198.3/578.6 = 0.3427$$

*Paso 2: cálculo de las proporciones de mujeres sin hijos.* Según la ecuación (C.2), la proporción de mujeres sin hijos en cada grupo de edad, $Z(i)$, se obtiene dividiendo el número declarado de mujeres sin hijos (columna (4) del cuadro 192) entre el número total de mujeres en cada grupo de edad (columna (3) del mismo cuadro). Por ejemplo,

$$Z(3) = 51.1/471.5 = 0.1084.$$

El conjunto completo de valores de $Z(i)$ figura en la columna (6) del cuadro 192.

**Cuadro 192. Población femenina según diferentes tipos de respuesta sobre hijos nacidos vivos, Perú, 1972**

*(Población en miles)*

| Grupo de edad (1) | Indice $i$ (2) | Población femenina | | | Proporciones | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | Total $FP(i)$ (3) | Sin hijos $FZ(i)$ (4) | Paridez no declarada $FNS(i)$ (5) | Sin hijos $Z(i)$ (6) | Paridez no declarada $NS(i)$ (7) |
| 15-19 | 1 | 698.2 | 242.2 | 385.7 | 0.3469 | 0.5524 |
| 20-24 | 2 | 578.6 | 117.3 | 198.3 | 0.2027 | 0.3427 |
| 25-29 | 3 | 471.5 | 51.1 | 93.6 | 0.1084 | 0.1985 |
| 30-34 | 4 | 381.4 | 27.0 | 50.4 | 0.0708 | 0.1321 |
| 35-39 | 5 | 373.3 | 22.7 | 40.0 | 0.0608 | 0.1072 |
| 40-44 | 6 | 297.8 | 18.6 | 29.9 | 0.0625 | 0.1004 |
| 45-49 | 7 | 246.2 | 16.3 | 24.3 | 0.0662 | 0.0987 |

*Paso 3. estimación de los parámetros $\beta$ y $\gamma$.* En la figura 24 aparece el gráfico de los primeros cinco puntos $(Z(i), NS(i))$ calculados en los pasos previos. Los valores de $Z(i)$ se grafican en el eje de las $x$, mientras que los $NS(i)$ aparecen en el eje de las $y$. Incluso en la escala fuertemente ampliada usada para graficar esos puntos, muestran una tendencia bastante lineal. El punto situado más a la derecha (correspondiente al grupo de edad 15 a 19) es el único que se desvía de modo pronunciado de la tendencia definida por los demás. Sin embargo, dada su importancia (la proporción de mujeres sin hijos es máxima en ese grupo de edad), no se elimina de los cálculos para ajustar una recta.

Se ilustran dos métodos de ajuste. El primero se basa en promedios de grupo, de acuerdo al cual los puntos $(Z(i), NS(i))$ se dividen en dos grupos, cada uno conteniendo tres puntos. En el cuadro 193 figuran esta división y los promedios de cada grupo. Usando esos valores promedio, se estima $\gamma$ como sigue:

$$\gamma_1 = (\overline{NS}_2 - \overline{NS}_1)/(\overline{Z}_2 - \overline{Z}_1)$$

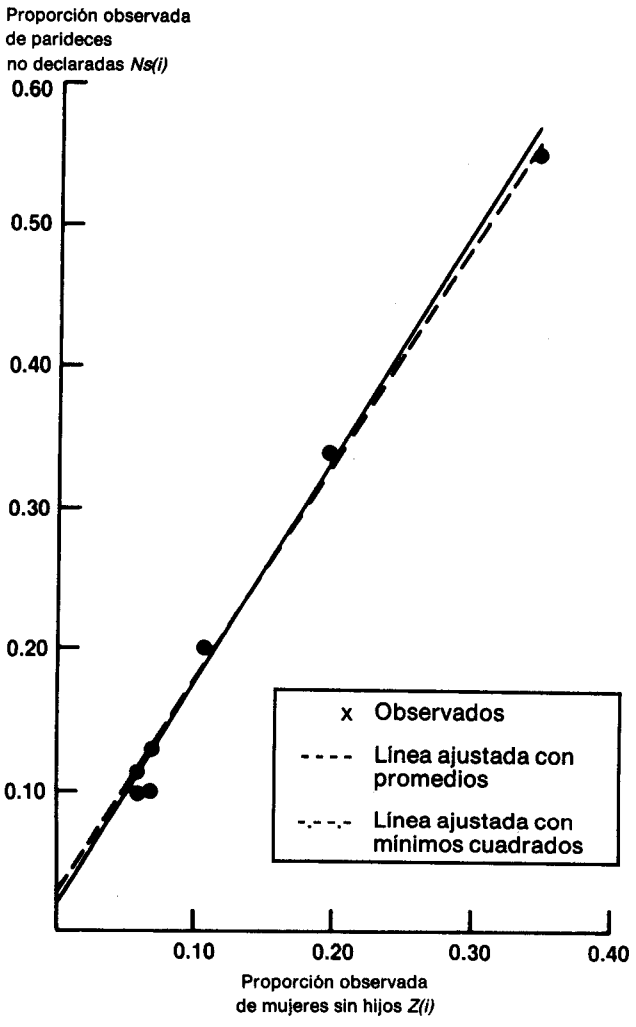
$$= (0.1459 - 0.3645)/(0.0800 - 0.2193) = 1.5693$$

El valor de $\beta$ se calcula entonces como

$$\beta_1 = 0.1459 - (1.5693)(0.0800) = 0.0204$$

La línea cuyos parámetros son $\gamma_1$ y $\beta_1$ se grafica también en la figura 24.

**Figura 24. Estimación del nivel verdadero de no respuesta en el análisis de datos sobre hijos nacidos vivos, Perú, 1972**




FUENTE: Basado en los datos que figuran en el cuadro 192.

CUADRO 193. AJUSTE DE UNA LÍNEA RECTA USANDO PROMEDIOS DE GRUPO, PERÚ, 1972

| *Grupo de edad* (1) | *Proporción declarada de mujeres sin hijos* $Z(i)$ (2) | *Proporción declarada de paridez no declarada* $NS(i)$ (3) |
|---|---|---|
| | a) *Primer grupo* | |
| 15-19 | 0.3469 | 0.5524 |
| 20-24 | 0.2027 | 0.3427 |
| 25-29 | 0.1084 | 0.1985 |
| Promedio | $\overline{Z}_1 = 0.2193$ | $\overline{NS}_1 = 0.3645$ |
| | b) Segundo grupo | |
| 25-29 | 0.1084 | 0.1985 |
| 30-34 | 0.0708 | 0.1321 |
| 35-39 | 0.0608 | 0.1072 |
| Promedio | $\overline{Z}_2 = 0.0800$ | $\overline{NS}_2 = 0.1459$ |

La línea cuyos parámetros son $\gamma_1$ y $\beta_1$ se grafica también en la figura 24.

En aras de la ilustración, se ajusta otra línea usando el método de mínimos cuadrados. De acuerdo a este método, se obtienen los valores de $\gamma$ y $\beta$ usando las siguientes ecuaciones:

$$\gamma_2 = [\sum_{i=1}^{I} (z(i) - \overline{Z})(NS(i) - \overline{NS})] / [\sum_{i=1}^{I} (Z(i) - \overline{Z})^2] \quad \text{(C.4)}$$

y

$$\beta_2 = \overline{NS} - \gamma_2 \overline{Z} \quad \text{(C.5)}$$

donde $Z$ y $NS$ son los promedios de las proporciones declaradas de mujeres sin hijos y de las mujeres cuya paridez no fue declarada, respectivamente.

Los cálculos necesarios para estimar $\gamma_2$ y $\beta_2$ no se hacen en detalle. Sólo se presentan los resultados intermedios más importantes. Adviértase que sólo se usan los primeros cinco grupos de edad en este caso:

$$\overline{Z} = 0.1579 \quad \text{y} \quad \overline{NS} = 0.2666$$

$$\sum_{i=1}^{5} (Z(i) - \overline{Z})(NS(i) - \overline{NS}) = 0.0880$$

$$\sum_{i=1}^{5} (Z(i) - \overline{Z})^2 = 0.0572$$

de modo que

$$\gamma_2 = 0.0880/0.0572 = 1.5385$$

y

$$\beta_2 = 0.2666 - (1.5385)(0.1579) = 0.0236$$

La línea definida por esos parámetros aparece también en la figura 24. Adviértase que las dos líneas ajustadas casi coinciden. Por tanto, puede elegirse cualquiera de ellas como representativa de los puntos observados. En los pasos siguientes, se usa la línea de mínimos cuadrados como representativa.

*Paso 4: cálculo de las proporciones verdaderas de mujeres sin hijos.* La ecuación (A.6) se usa para calcular la verdadera proporción de mujeres sin hijos, $Z^*(i)$, a partir de las declaradas $Z(i)$, $NS(i)$ y del valor estimado de $\beta$. $Z^*(3)$, por ejemplo, es

$$Z^*(3) = Z(3) + NS(3) - \beta_2$$

$$= 0.1084 + 0.1985 - 0.0236 = 0.2833$$

El conjunto completo de valores de $Z^*(i)$ figura en la columna (2) del cuadro 194. Nótese que de acuerdo a estas estimaciones de las proporciones verdaderas de mujeres sin hijos, aproximadamente el

CUADRO 194. PROPORCIONES ESTIMADAS DE MUJERES SIN HIJOS Y POBLACIÓN FEMENINA ESTIMADA CON PARIDEZ CONOCIDA, PERÚ, 1972

*(Población en miles)*

| *Grupo de edad* *(1)* | *Indice* *i* *(2)* | *Proporción estimada de mujeres sin hijos* *Z*(i)* *(3)* | *Número estimado de mujeres sin hijos* *FZ*(i)* *(4)* | *Número estimado de mujeres fecundas* *FF(i)* *(5)* | *Número estimado de mujeres con paridez conocida* *FP*(i)* *(6)* |
|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 0.8757 | 611.4 | 86.8 | 681.7 |
| 20-24 | 2 | 0.5218 | 301.9 | 276.7 | 564.9 |
| 25-29 | 3 | 0.2833 | 133.6 | 337.9 | 460.4 |
| 30-34 | 4 | 0.1793 | 68.4 | 313.0 | 372.4 |
| 35-39 | 5 | 0.1444 | 53.9 | 319.4 | 364.5 |
| 40-44 | 6 | 0.1393 | 41.5 | 256.3 | 290.8 |
| 45-49 | 7 | 0.1413 | 34.8 | 211.4 | 290.4 |

14% de todas las mujeres en el grupo de edad 40 a 49 tenían paridez cero en 1972. Ese valor parece más bien alto para un país como Perú, donde el matrimonio es probablemente casi universal y donde no hay razón alguna para esperar una esterilidad superior a la normal. Esos altos valores de $Z^*(i)$ en las edades mayores pueden indicar que este tipo de ajuste no es adecuado para los datos de que se trata. Por ello, antes de adoptar tales resultados para su uso futuro, sería conveniente considerar las proporciones observadas de solteros en cada edad con el fin de evaluar la fiabilidad de las proporciones estimadas de mujeres sin hijos. También se recomienda la búsqueda de otros motivos que puedan explicar las altas proporciones de mujeres con paridez no declarada captadas por el censo.

Cuando se aplica el procedimiento de ajuste de El-Badry a datos que después servirán para estimar la fecundidad usando información sobre primeros nacimientos (véase subsección B.3 del capítulo II), se necesita el número real de mujeres fecundas (con hijos). Puede estimarse este número restando de uno las proporciones estimadas de mujeres sin hijos y multiplicando luego la proporción resultante por la población femenina total. Por ejemplo, las mujeres fecundas del grupo de edad 20 a 24, $FF(2)$, serían

$$FF(2) = (1.0 - 0.5218)(578.6) = 276.7$$

o, lo que es lo mismo,

$$FF(2) = FP(2) - FZ^*(2) = 578.6 - 301.9 = 276.7$$

*Paso 5: cálculo de denominadores para la estimación de la paridez media.* El valor de $FP^*$ se calcula de acuerdo a la ecuación (C.3). Así,

$$FP^*(2) = (1.0 - \beta_2)FP(i) = (1.0 - 0.0236)(578.6) = 564.9$$

Otros valores de $FP^*(i)$ figuran en la columna (6) del cuadro 194.

Adviértase que aunque en los tres primeros pasos de este procedimiento se centra la atención sobre todo en los cinco primeros grupos de edad, se necesitan los siete grupos completos para estimar la fecundidad. El cuadro 194 se refiere por tanto a todos ellos.

Como se ha indicado anteriormente, si se está satisfecho con la consistencia de los valores estimados obtenidos en éste y en los pasos previos, la estimación ulterior de la fecundidad o de la mortalidad en la niñez debe basarse en los valores estimados más bien que en los declarados. Por tanto, las estimaciones de $FP^*(i)$ deben usarse como denominadores al calcular la paridez media.

## D. DATOS SOBRE HIJOS NACIDOS VIVOS RELATIVOS A MUJERES CASADAS ALGUNA VEZ

En muchos países, las preguntas sobre fecundidad se formulan sólo a mujeres casadas alguna vez, suponiendo que las mujeres solteras no tienen hijos. Siempre que esto sea verdad, puede estimarse la fecundidad de la población femenina total con datos relativos exclusivamente a mujeres casadas alguna vez; pero, especialmente cuando se aplica el procedimiento de ajuste de El-Badry, hay que tener presente el hecho de que la paridez de mujeres solteras no se declara. Por tal motivo, se describe con algún detalle el procedimiento de cálculo que se debe seguir cuando sólo se dispone de información sobre la fecundidad de mujeres casadas alguna vez.

### 1. *Procedimiento de cálculo*

A continuación figuran los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de las proporciones con paridez no declarada.* Si se denota por $EMP(i)$ el número de mujeres casadas alguna vez en el grupo de edad $5i+10$ a $5i+14$, y por $FNS_0(i)$ el número de mujeres casadas alguna vez del mismo grupo de edad cuya paridez no se declaró, entonces la proporción con paridez no declarada es

$$NS_0(i) = FNS_0(i)/EMP(i) \qquad (D.1)$$

*Paso 2: cálculo de las proporciones de mujeres sin hijos.* Si se denota por $FZ_0(i)$ la proporción de mujeres sin hijos entre las casadas alguna vez en el grupo de edad $i$ y dejando $EMP(i)$ tal como se acaba de definir, la proporción de mujeres sin hijos es

$$Z_0(i) = FZ_0(i)/EMP(i) \qquad (D.2)$$

*Paso 3: estimación de los parámetros $\gamma$ y $\beta$.* Como en el caso en que se disponía de datos para todas las mujeres, debe hacerse un gráfico de los puntos $(Z_0(i),\ NS_0(i))$. Si corresponden aproximadamente a una línea recta, sus parámetros, $\gamma$ y $\beta$, deben estimarse usando o bien promedios de grupo o bien el método de mínimos cuadrados (véase subsección C.4 del capítulo V). Por lo general, deben considerarse sólo los primeros cuatro o cinco grupos de edad cuando se ajuste esa línea.

*Paso 4: cálculo de las proporciones verdaderas de mujeres sin hijos entre las mujeres casadas alguna vez.* La proporción verdadera de mujeres sin hijos entre las mujeres casadas alguna vez del grupo de edad $i$, $Z_0^*(i)$, se obtiene sumando a la proporción declarada $Z_0(i)$ la desviación de la proporción cuya paridez no fue declarada respecto de su nivel estimado constante; algebraicamente,

$$Z_0^*(i) = Z_0(i) + NS_0(i) - \beta \qquad (D.3)$$

Entonces, multiplicando esta proporción estimada de mujeres sin hijos por el número correspondiente de mujeres casadas alguna vez, se obtiene un número estimado de mujeres casadas alguna vez y sin hijos, $FZ_0^*$, como

$$FZ_0^*(i) = Z_0^*(i)EMP(i) \qquad (D.4)$$

Sin embargo, tal número se refiere sólo a mujeres de paridez cero entre las que se han casado alguna vez. El número total de mujeres sin hijos en el grupo de edad $i$, denotado por $FZ^*(i)$, sólo puede obtenerse haciendo algún supuesto sobre la fecundidad de las mujeres solteras. Si se acepta que ninguna mujer soltera tiene hijos, entonces

$$FZ^*(i) = FZ_0^*(i) + (FP(i) - EMP(i)) \qquad (D.5)$$

donde $FP(i)$ es el número total de mujeres en el grupo de edad $i$. Como sólo muy rara vez se cuenta con alguna base para hacer otros

supuestos sobre la experiencia de procreación de las mujeres que nunca han contraído matrimonio, se recomienda usar la ecuación (D.5) para estimar el número de mujeres sin hijos entre todas las mujeres del grupo de edad $i$. Este número, $FZ^*(i)$, debería usarse cuando la estimación de la fecundidad vaya a obtenerse usando el método de primeros nacimientos descrito en la subsección B.3 del capítulo II.

*Paso 5: cálculo de los denominadores para la estimación de la paridez media.* Sea $FP^*(i)$ el número de mujeres cuya paridez puede suponerse conocida después de estimar el número verdadero de mujeres sin hijos. Entonces

$$FP^*(i) = FP(i) - \beta EMP(i) \qquad \text{(D.6)}$$

esto es, el número de mujeres de paridez conocida es igual al número total de mujeres, $FP(i)$, menos aquellas mujeres casadas alguna vez cuya paridez es desconocida. El valor de $FP^*(i)$ definido por la ecuación (D.6) debe usarse como denominador siempre que se use la paridez media para estimar la fecundidad o la mortalidad en la niñez.

### 2. *Ejemplo detallado*

El caso de Tailandia en 1970 es interesante porque durante el censo que se realizó ese año la pregunta sobre hijos nacidos vivos se hizo sólo a mujeres casadas alguna vez. En el cuadro 195 figuran los datos básicos recogidos durante el censo de 1970.

CUADRO 195. POBLACIÓN FEMENINA DE ACUERDO A DIFERENTES TIPOS DE RESPUESTA SOBRE HIJOS NACIDOS VIVOS, TAILANDIA, 1970

*(En miles)*

| *Grupo de edad* (1) | *Indice i* (2) | *Número total de mujeres FP(i)* (3) | *Mujeres casadas alguna vez EMP(i)* (4) | *Mujeres con paridez cero FZ(i)* (5) | *Mujeres con paridez no declarada FNS(i)* (6) |
|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 1 885.4 | 357.6 | 148.7 | 23.6 |
| 20-24 | 2 | 1 361.7 | 843.6 | 59.2 | 99.2 |
| 25-29 | 3 | 1 143.4 | 963.6 | 25.7 | 56.5 |
| 30-34 | 4 | 1 077.1 | 989.6 | 15.8 | 37.0 |
| 35-39 | 5 | 957.6 | 906.6 | 11.6 | 28.4 |

*Pasos 1 y 2: cálculo de las proporciones con paridez no declarada y de las proporciones de mujeres sin hijos.* En la columna (4) del cuadro 196 figuran las proporciones de mujeres casadas alguna vez que no declararon su paridez, $NS_0(i)$; y en la columna (3) se listan las proporciones de mujeres sin hijos, $Z_0(i)$, también entre mujeres casadas alguna vez. Estas proporciones se calcularon usando las ecuaciones (D.1) y (D.2). A título de ejemplo, $NS_0(3)$ y $Z_0(3)$ se calculan aquí:

$$NS_0(3) = 56.5/963.6 = 0.0586$$

$$Z_0(3) = 25.7/963.6 = 0.0267$$

*Paso 3: estimación de los parámetros $\gamma$ y $\beta$.* En la figura 25 se muestra el gráfico de los puntos $(Z_0(i), NS_0(i))$ listados en el cuadro 196. Adviértase que se grafican sólo cuatro puntos (aquellos en que $i$ varía de 2 a 5). El primer punto, correspondiente al grupo de edad 15 a 19, queda fuera del gráfico y no se alinea con los demás. Por tanto, para estimar $\gamma$ y $\beta$, se ignora. Usando el método de mínimos cuadrados para ajustar una recta a los otros cuatro puntos, se obtienen las siguientes estimaciones de $\gamma$ y $\beta$:

$$\gamma = 1.4797$$

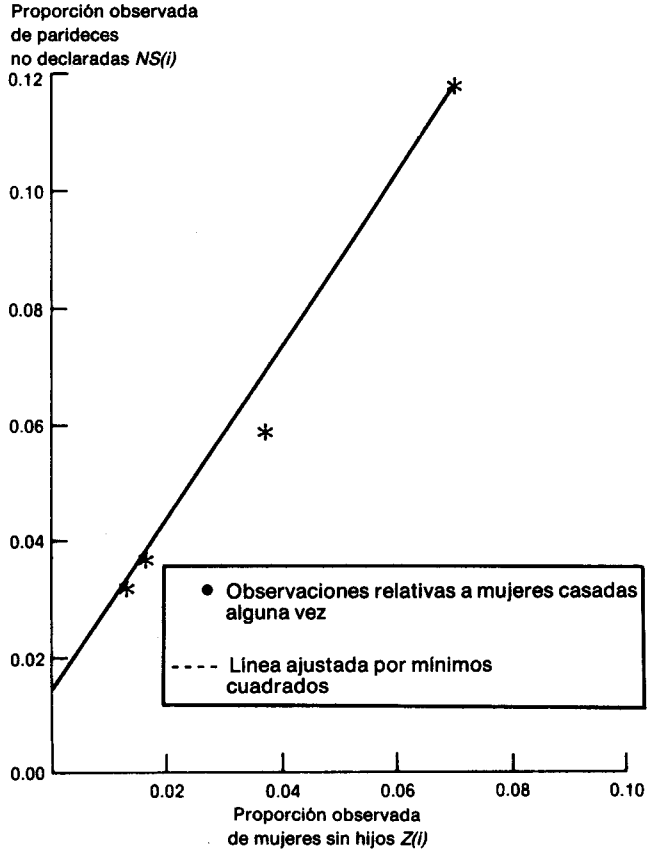
y

$$\beta = 0.0147$$

CUADRO 196. PROPORCIONES DECLARADAS DE MUJERES SIN HIJOS Y DE PARIDEZ NO DECLARADA ENTRE MUJERES CASADAS ALGUNA VEZ, TAILANDIA, 1970

| *Grupo de edad* (1) | *Indice i* (2) | *Proporción declarada de mujeres sin hijos* $Z_0(i)$ (3) | *Proporción registrada de paridez no declarada* $NS_0(i)$ (4) |
|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 0.4158 | 0.0660 |
| 20-24 | 2 | 0.0702 | 0.1176 |
| 25-29 | 3 | 0.0267 | 0.0586 |
| 30-34 | 4 | 0.0160 | 0.0374 |
| 35-39 | 5 | 0.0128 | 0.0313 |

**Figura 25. Estimación del nivel verdadero de no respuesta en el análisis de datos sobre hijos nacidos vivos, Tailandia, 1970**




*Paso 4: cálculo de las proporciones verdaderas de mujeres sin hijos.* En la columna (3) del cuadro 197 figura la proporción de mujeres sin hijos estimada con la ecuación (D.3). Por ejemplo, para el grupo de edad 20 a 24,

$$Z_0^*(2) = 0.0702 + 0.1176 - 0.0147 = 0.1731$$

CUADRO 197. DATOS AJUSTADOS USANDO PROPORCIONES ENTRE MUJERES CASADAS ALGUNA VEZ, TAILANDIA, 1970

*(Población en miles)*

| *Grupo de edad* (1) | *Indice i* (2) | *Proporción estimada de mujeres sin hijos* $Z^*_0(i)$ (2) | *Número estimado de mujeres casadas alguna vez sin hijos* $FZ^*_0(i)$ (3) | *Número total estimado de mujeres sin hijos* $FZ^*(i)$ (4) | *Número de mujeres con paridez conocida* $FP(i)$ (5) |
|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 0.4671 | 167.0 | 1 694.8 | 1 880.1 |
| 20-24 | 2 | 0.1731 | 146.0 | 664.1 | 1 349.3 |
| 25-29 | 3 | 0.0706 | 68.0 | 247.8 | 1 129.2 |
| 30-34 | 4 | 0.0387 | 38.3 | 125.8 | 1 062.6 |
| 35-39 | 5 | 0.0294 | 26.7 | 77.7 | 944.3 |

Una vez calculadas las proporciones estimadas de mujeres sin hijos, puede obtenerse el número estimado de mujeres sin hijos entre las casadas alguna vez, $FZ_0(i)$, usando la ecuación (D.4). Así, para el grupo de edad 20 a 24,

$$FZ^*_0(2) = (0.1731)(843.6) = 146.0$$

Entonces, el número estimado de mujeres sin hijos entre todas las mujeres se calcula sumando el número de mujeres solteras a $FZ^*_0$. Por tanto,

$$FZ^*(2) = 146.0 + 1{,}361.7 - 843.6 = 664.1$$

Todos los valores de FZ* figuran en la columna (5) del cuadro 197. Esos valores deberían usarse para estimar la proporcioan verdadera de mujeres sin hijos entre todas las mujeres cuando se usa el método de primeros nacimientos para estimar la fecundidad (véase subsección B.3 del capítulo II).

*Paso 5: cálculo de los denominadores para la estimación de la paridez media.* Usando la ecuación (D.6), se estima $FP^*$ a partir del número total de mujeres y de las mujeres casadas alguna vez del grupo de edad $i$. Por ejemplo, para el grupo de edad 20 a 24,

$$FP^*(2) = 1{,}361.7 - 0.0147(843.6) = 1{,}349.3$$

El conjunto completo de valores de $FP^*$ figura en la columna (6) del cuadro 197. Esos valores deberían usarse como denominadores cuando se calcule la paridez media.

### 3. *Comentarios al ejemplo detallado*

Para concluir, debería señalarse que es extremadamente importante conocer cómo se recogieron los datos sobre fecundidad con el objeto de elegir un procedimiento de ajuste apropiado. Falta de información sobre las fuentes de los datos usados puede provocar serios errores de estimación. Un ejemplo de un posible error se ilustra en el cuadro 198, que muestra las proporciones ajustadas de mujeres sin hijos, sus números estimados y el número ajustado de mujeres de paridez conocida para Tailandia en 1970. Esos valores se estimaron suponiendo, incorrectamente, que la información sobre fecundidad se refería a todas las mujeres. Bajo ese supuesto, se usó el procedimiento de cálculo para datos sobre todas las mujeres (sección C) con el fin de obtener las estimaciones que figuran en el cuadro 198. Se ajustó una línea usando mínimos cuadrados para los cuatro puntos que corresponden a los grupos de edad 2 a 5. Los parámetros $\gamma$ y $\beta$ estimados por esta vía toman los valores:

$$\gamma = 1.3539$$

y

$$\beta = 0.0152$$

Una comparación entre las estimaciones de $FZ^*$ y $FP^*$ que figuran en el cuadro 198 y los valores correctos que aparecen en el cuadro 197 revela que los dos valores de $FP^*$ son relativamente similares, aunque las diferencias entre el valor correcto y el basado en "todas las mujeres" no sean triviales. Por otro lado, es evidente que existe una gran diferencia entre los dos tipos de estimaciones de $FZ^*$ (número estimado de mujeres sin hijos). Tal diferencia es fácil de explicar: los valores de $FZ^*$ obtenidos cuando las proporciones calculadas con respecto a las mujeres casadas alguna vez se usan como insumo incorporan a las mujeres solteras, mientras que los obtenidos usando proporciones entre todas las mujeres no las incorporan. Claro está, si se sabe que se ha supuesto que las mujeres solteras no tienen hijos, puede hacerse el ajuste apropiado. Pero conocer ese hecho implica conocer las fuentes de datos, y tal cosa permitiría al investigador selecionar de inmediato el procedimiento apropiado de ajuste, lo que evitaría la ocurrencia de errores.

CUADRO 198. DATOS AJUSTADOS USANDO PROPORCIONES ENTRE TODAS LAS MUJERES, EN BASE A UN SUPUESTO INCORRECTO, TAILANDIA, 1970

*(Población en miles)*

| *Grupo de edad* (1) | *Indice i* (2) | *Proporción declarada de mujeres sin hijos* $Z(i)$ (3) | *Proporción declarada con paridez no declarada* $NS(i)$ (4) | *Proporción estimada de mujeres sin hijos* $Z^*(i)$ (5) | *Número estimado de mujeres sin hijos* $FZ^*(i)$ (6) | *Número de mujeres con paridez conocida* $FP^*(i)$ (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 0.0789 | 0.0125 | 0.0762 | 143.7 | 1 856.7 |
| 20-24 | 2 | 0.0435 | 0.0729 | 0.1012 | 137.8 | 1 341.0 |
| 25-29 | 3 | 0.0225 | 0.0494 | 0.0567 | 64.8 | 1 126.0 |
| 30-34 | 4 | 0.0147 | 0.0344 | 0.0339 | 36.5 | 1 060.7 |
| 35-39 | 5 | 0.0121 | 0.0297 | 0.0266 | 25.5 | 943.0 |

# *Anexo III*

# EDAD MEDIA DE LA PROCREACION

## A. Método directo para el cálculo de la edad media de la procreación

### 1. *Fundamento y justificación del método*

La edad media de la procreación es la edad promedio en la que las mujeres tienen sus hijos, en ausencia de mortalidad y de efectos de la distribución por edades. Es una medida de la colocación temporal de la procreación de una cohorte de mujeres, exentas de mortalidad, a medida que atraviesan su vida reproductiva, o, alternativamente, de un conjunto de tasas de fecundidad por edades relativas a algún período.

Si se denota por $f(i)$ la tasa de fecundidad experimentada por las mujeres en el grupo de edad $5i + 10$ a $5i + 14$, la edad media de la procreación, $\mu$, se define como sigue:

$$\mu = \sum_{i=1}^{I} a(i) f(i) / \sum_{i=1}^{I} f(i) \qquad \text{(A.1)}$$

donde $a(i)$ es el punto medio del iésimo intervalo de edad e $I$ es el grupo de edad que contiene al límite superior del período reproductivo.

### 2. *Datos requeridos*

Como indica la ecuación (A.1), el conocimiento de las tasas de fecundidad a que está sujeta la población de que se trata es suficiente para obtener una estimación de $\mu$. Como las tasas de fecundidad se obtienen de ordinario dividiendo el número de nacimientos ocurridos durante un período de tiempo dado entre los años-persona vividos por la población sujeta al riesgo de procreación durante ese período, se sigue que los datos necesarios son:

*a*) Número total de nacimientos ocurridos durante un año dado, clasificados por edad de la madre;

*b*) Número de mujeres en el punto medio del año de que se trate, clasificadas por edad.

El conocimiento de estos datos permite calcular las tasas de fecundidad por período a partir de las cuales cabe obtener una edad media de la procreación por período usando la ecuación (A.1).

Cuando se dispone de tasas de fecundidad por cohorte y edad, puede calcularse la edad media de la procreación para cada cohorte. En algunos casos, las tasas de fecundidad disponibles no corresponden ni a un período de tiempo bien definido ni a una cohorte concreta. En tales casos, incluso aunque es posible calcular una edad media de la procreación, su uso como parámetro que indique la localización temporal de la procreación es válida sólo suponiendo que la fecundidad ha permanecido constante. Teniendo esto en cuenta, en la sección siguiente se examina cómo calcular $\mu$.

### 3. *Procedimiento de cálculo*

A continuación se indican los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de las tasas de fecundidad.* La tasa de fecundidad para el grupo $i$, denotada por $f(i)$, se calcula dividiendo el número de nacimientos ocurridos a mujeres del grupo de edad $i$ entre el número total de mujeres en ese grupo de edad.

*Paso 2: cálculo de la edad media de la procreación.* Se calcula el denominador de la ecuación (A.1) sumando las tasas de fecundidad obtenidas en el paso anterior. De ordinario, los grupos de edad considerados van desde el que empieza en los 15 años hasta el que termina en los 49. Se calcula entonces la edad central para cada uno de los grupos de edad considerados y se multiplica por la tasa correspondiente de fecundidad. La suma de todos esos productos (usando una vez más como límites de la suma los grupos de edad que contengan las edades 15 y 49) es el numerador de la ecuación (A.1). Por tanto, su división entre la suma de los valores de $f(i)$ arroja el valor de $\mu$.

## B. Otros métodos para la estimación de la edad media de la procreación

### 1. *Necesidad de estos métodos*

Con frecuencia, en países que carecen de datos adecuados sobre fecundidad o mortalidad, los datos necesarios para el cálculo de $\mu$ o bien no existen o bien son muy defectuosos. Se han propuesto dos métodos para estimar la edad media de procreación, $\mu$, en tales casos. Merece la pena señalar aquí que mientras que la ecuación (A.1) es exacta (excepto por errores de agrupación) en el sentido de que define a $\mu$, los métodos y las ecuaciones presentados a continuación producen sólo estimaciones de $\mu$.

### 2. *Método de estimación 1*[a]

Sea $P(2)$ la paridez media por mujer (número de hijos nacidos vivos dividido entre el número de mujeres) declarada por mujeres de edad 20 a 24 y $P(3)$ la paridez media de mujeres de edad 25 a 29. Entonces, usando la regresión lineal, se estableció que un buen predictor de $\mu$ para poblaciones en las que hay poco control de natalidad es el cociente entre $P(3)$ y $P(2)$ de acuerdo a la ecuación siguiente:

$$\mu = 2.25(P(3)/P(2)) + 23.95 \qquad \text{(B.1)}$$

Esta estimación de $\mu$ es relativamente precisa y de fácil obtención. Además, requiere como datos necesarios sólo los valores de $P(2)$ y $P(3)$, que están disponibles con frecuencia.

### 3. *Método de estimación 2*

Cuando sólo se conocen las proporciones de mujeres casadas en cada grupo de edad, $m(i)$, puede calcularse la edad media de la procreación suponiendo que la fecundidad marital reviste la misma forma que la fecundidad natural. Este supuesto es sólo válido para poblaciones en las que se practica muy poco el control de la natalidad dentro del matrimonio. Además, para que la edad media de la procreación estimada sea representativa de la población total, los hijos ilegítimos tienen que ser muy escasos.

El patrón standard de la fecundidad natural para mujeres casadas figura en el cuadro 199. Adviértase que el valor de la tasa de fecundidad marital en las edades 15 a 19 depende de la proporción de mujeres casadas durante esas edades, $m(1)$. Todas las demás tasas son fijas.

**Cuadro 199. Patrón standard de fecundidad natural para mujeres casadas**

| *Grupo de edad* (1) | *Indice i* (2) | *Tasa de fecundidad marital* (3) |
|---|---|---|
| 15-19 | 1 | $1.2 - 0.7\,m(1)$[a] |
| 20-24 | 2 | 1.000 |
| 25-29 | 3 | 0.935 |
| 30-34 | 4 | 0.853 |
| 35-39 | 5 | 0.685 |
| 40-44 | 6 | 0.349 |
| 45-49 | 7 | 0.051 |

[a] Proporción de mujeres casadas en el grupo de edad 15 a 19.

[a] Basado en *Manual IV: Métodos para establecer mediciones demográficas fundamentales a partir de datos incompletos* (publicación de las Naciones Unidas, No. de venta: S.67.XIII.2).

Si se denotan esas tasas modelo de fecundidad marital por $\gamma(i)$, las tasas para la población de que se trata se calculan como el producto de las proporciones de mujeres casadas y de las tasas de fecundidad marital, esto es, como

$$f(i) = \gamma(i)m(i);$$

y una vez obtenida $f$, el cálculo de $\mu$ se hace tal como se describió anteriormente en la subsección A.3.

Todos estos métodos de estimación se ilustran en el ejemplo siguiente.

### C. *Un ejemplo detallado*

#### 1. *Datos usados*

Los datos que figuran en el cuadro 200 corresponden a una población enumerada en 1961. Se quiere estimar su edad media a la procreación.

#### 2. *Cálculo directo de la edad media de la procreación*

*Paso 1: cálculo de las tasas de fecundidad.* En el cuadro 200 figura el número de mujeres enumeradas en 1961 y el número de los hijos nacidos en ese año (obtenidos de datos del registro civil) clasificados por edad de la madre. Las tasas de fecundidad, $f(i)$, para cada grupo de edad pueden por tanto calcularse dividiendo simplemente el número de nacimientos de 1961 entre la población femenina correspondiente (esta población se enumeró en torno a mediados del año, por lo que no se necesita ajustarla). Los valores de $f(i)$ figuran en la columna (3) del cuadro 201. Para $i = 3$, $f(i)$ se calcula explícitamente aquí:

$$f(3) = 326/1.166 = 0.2796.$$

CUADRO 200. PROPORCIONES DE MUJERES POR ESTADO CIVIL, NÚMERO DE MUJERES E HIJOS NACIDOS EN 1961

| *Grupo de edad* (1) | *Indice i* (2) | *Proporción de solteras s(i)* (3) | *Proporción de viudas y divorciadas w(i)* (4) | *Número de mujeres (en miles)* (5) | *Número de hijos nacidos en 1961 (en miles)* (6) |
|---|---|---|---|---|---|
| 10-14 | 0 | 0.700 | 0.003 | 1 832 | 0 |
| 15-19 | 1 | 0.257 | 0.011 | 1 585 | 325 |
| 20-24 | 2 | 0.054 | 0.021 | 1 365 | 361 |
| 25-29 | 3 | 0.019 | 0.037 | 1 166 | 326 |
| 30-34 | 4 | 0.010 | 0.066 | 995 | 195 |
| 35-39 | 5 | 0.008 | 0.121 | 838 | 114 |
| 40-44 | 6 | 0.007 | 0.205 | 705 | 21 |
| 45-49 | 7 | 0.006 | 0.302 | 625 | 1 |

*Paso 2: cálculo de la edad media de la procreación.* En la columna (4) del cuadro 201 figuran los valores de las edades centrales correspondientes a cada uno de los grupos de edad considerados y en la columna (5) se presentan los productos de esas edades centrales por los valores observados de $f(i)$. Las sumas de estos últimos y de los productos que se acaban de calcular figuran en la línea titulada "Total", esto es,

CUADRO 201. CÁLCULO DE LA EDAD MEDIA DE LA PROCREACIÓN POR EL MÉTODO DIRECTO

| *Grupo de edad* (1) | *Indice i* (2) | *Tasa de fecundidad f(i)* (3) | *Edad central a(i)* (4) | *Fecundidad ponderada por la edad a(i) f(i)* (5) |
|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 0.2050 | 17.5 | 3.59 |
| 20-24 | 2 | 0.2644 | 22.5 | 5.95 |
| 25-29 | 3 | 0.2796 | 27.5 | 7.69 |
| 30-34 | 4 | 0.1960 | 32.5 | 6.37 |
| 35-39 | 5 | 0.1360 | 37.5 | 5.10 |
| 40-44 | 6 | 0.0298 | 42.5 | 1.27 |
| 45-49 | 7 | 0.0016 | 47.5 | 0.08 |
| TOTAL | | 1.1124 | | 30.05 |

$$\sum_{i=1}^{7} f(i) = 1.1124$$

y

$$\sum_{i=1}^{7} a(i)f(i) = 30.05$$

Por lo que, según la ecuación (A.1),

$$\mu = 30.05/1.1124 = 27.01$$

Es importante señalar que sólo cuando se cumple el supuesto de fecundidad constante este valor de $\mu$ es equivalente al de una cohorte. Si los patrones de fecundidad exhibidos por diferentes cohortes de la población son distintos, el valor de $\mu$ calculado antes es el de un parámetro compuesto que no se refiere a ninguna cohorte, sino más bien a la experiencia observada durante un cierto período (1961 en este caso). En tal caso, las inferencias que se obtengan de el deben tratarse con cautela.

Además, adviértase que las edades centrales, $a(i)$, usadas en el cálculo de la edad media de la procreación, $\mu$, dependerán mucho del modo en que se recoja la información sobre nacimientos en un año. Cuando el número de nacimientos ocurridos en un año dado se obtiene por medio de una encuesta por muestreo o de un censo y se considera como edad de la madre la del momento de la encuesta y no la de la fecha en la que tuvo lugar el nacimiento más reciente, es obvio que la mayor parte de las madres eran más jóvenes al momento de ese nacimiento que al momento de la encuesta o censo. Si cabe suponer que los nacimientos se distribuyen uniformemente en el tiempo, las mujeres eran, en promedio, seis meses más jóvenes cuando dieron a luz en el año anterior. Por tanto, los grupos de edad verdaderos considerados al usar datos provenientes de una encuesta o censo estan desplazados seis meses hacia las edades más jóvenes convirtiéndose en 14,5 a 19,5, 19,5 a 24,5 y así sucesivamente en vez de los usuales 15 a 19, 20 a 24, etc.; y, en consecuencia, sus "edades centrales", $a(i)$, son también seis meses menores (17, 22, 27, 32, 37, etc.). Por lo general, deberían usarse estas edades centrales cuando se calcule $\mu$ con datos de una encuesta o censo.

#### 3. *Estimación de la edad media de la procreación usando el método 1*

Lo que hay que estimar ahora es la edad media de procreación, $\mu$, por conducto de la ecuación (B.1). Para la población que se considera, se conoce que $P(2) = 2{,}389$ y $P(3) = 3{,}812$, por lo que el cálculo de $\mu$ es inmediato:

$$\mu = (2.25)(3.812/2.389) + 23.95 = 27.54.$$

Una vez más, este valor de $\mu$ será equivalente al de una cohorte sólo si la fecundidad ha permanecido constante durante los 30 ó 40 años anteriores. Cuando la fecundidad haya cambiado, $\mu$, calculado tal como se hizo antes, representa, en el mejor de los casos, una "media

promedio" aproximada de las cohortes más jóvenes (las menores de 30 años de edad). En tal caso, su valor debería interpretarse con cautela.

Adviértase que la estimación de $\mu$ obtenida aquí es ligeramente mayor que la calculada por el método directo, probablemente porque la ecuación (B.1) se obtuvo de datos sobre poblaciones que practicaban poco control de la natalidad, y es probable, por tanto, que sobreestime la edad media de la procreación en poblaciones donde sea común la limitación del tamaño de la familia.

### 4. *Estimación de la edad media de la procreación usando el método 2*

Este método supone que la fecundidad marital tiene el mismo patrón que la fecundidad natural (esto es, se supone que no se practica ningún control de la natalidad dependiente de la paridez). Bajo este supuesto, puede obtenerse un valor de $\mu$ a partir de la proporción de mujeres casadas en cada grupo de edad.

La proporción de las mujeres casadas en cada grupo de edad es igual a uno menos la proporción de mujeres que son solteras, viudas o divorciadas. Así,

$$m(i) = 1 - s(i) - w(i)$$

donde $m(i)$ es la proporción de mujeres casadas en el grupo de edad $i$; $s(i)$ es la proporción de solteras; y $w(i)$ es la proporción de viudas o divorciadas en el mismo grupo de edad.

En la columna (3) del cuadro 202 figuran los valores de $m(i)$. En la columna (4) se presentan los valores de $\gamma(i)$, patrón standard de fecundidad natural, copiada del cuadro 199. Adviértase que $\gamma(1)$ se obtuvo como

$$\gamma(1) = 1.2 - 0.7(m(1)) = 1.2 - 0.7(0.732) = 0.688$$

En la columna (5) figuran los valores de $f(i)$ estimados multiplicando los rubros de $m(i)$ en la columna (3) por $\gamma(i)$ en la columna (4). Usando esos valores de $f(i)$ y las edades centrales, $a(i)$, listadas en la columna (6), se obtienen los productos $a(i)\ f(i)$. Se calcula entonces el valor de $\mu$ dividiendo la suma de esos productos (que figura como "Total" debajo de la columna (7)) entre la suma de los valores de $f(i)$ (que figura como "Total" debajo de la columna (5)):

$$\mu = 115.24/4.006 = 28.77$$

Como era de esperarse, este valor de $\mu$ es superior a cualquiera de las dos estimaciones obtenidas anteriormente, ya que la fecundidad natural, que se caracteriza por una fecundidad no restringida en las edades mayores, representa un límite superior de la fecundidad que puede experimentar una población humana. En ese sentido, el valor de $\mu$ que se acaba de calcular es probablemente también un límite superior del verdadero valor de $\mu$.

En conclusión, usando los tres métodos posibles de estimación de la edad media de la procreación, $\mu$, se han obtenido otros tantos valores diferentes de ese parámetro. Se prefiere la estimación derivada directamente de los datos observados y de la definición de $\mu$, pero si no se dispusiera de esos datos, el método 1 produciría una estimación relativamente buena del parámetro deseado. El valor de $\mu$ obtenido suponiendo que la fecundidad marital se aproxima mucho a la fecundidad natural es, por otra parte, inaceptable. En general, debe evitarse el uso del método 2 siempre que se pueda.

CUADRO 202. ESTIMACIÓN DE LA EDAD MEDIA DE LA PROCREACIÓN, $\mu$, USANDO EL MÉTODO 2

| *Grupo de edad* (1) | *Indice* $i$ (2) | *Proporción de mujeres casadas* $m(i)$ (3) | *Fecundidad natural standard* $\lambda(i)$ (4) | *Tasa de fecundidad calculada* $f(i)$ (5) | *Edad central* $a(i)$ (6) | *Fecundidad ponderada por la edad* $a(i)\ f(i)$ (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 1 | 0.732 | 0.688 | 0.503 | 17.5 | 8.80 |
| 20-24 | 2 | 0.925 | 1.000 | 0.925 | 22.5 | 20.81 |
| 25-29 | 3 | 0.944 | 0.935 | 0.883 | 27.5 | 24.28 |
| 30-34 | 4 | 0.924 | 0.853 | 0.788 | 32.5 | 25.61 |
| 35-39 | 5 | 0.871 | 0.685 | 0.597 | 37.5 | 22.39 |
| 40-44 | 6 | 0.788 | 0.349 | 0.275 | 42.5 | 11.69 |
| 45-49 | 7 | 0.692 | 0.051 | 0.035 | 47.5 | 1.65 |
| TOTAL | | | | 4.006 | | 115.24 |

## *Anexo IV*

# INTERPOLACION LINEAL

### A. Procedimiento de cálculo

La interpolación se usa frecuentemente en este *Manual*, y como la sencillez es el criterio principal al elegir el tipo de interpolación que hay que hacer, se prefiere muchas veces el tipo lineal.

Es bien sabido que cualesquiera dos puntos definen una sola recta. Por tanto, si tres puntos han de estar alineados, pero sólo se conoce una de las coordenadas del tercero, la otra viene unívocamente determinada y puede calcularse. Este cálculo se describe a continuación.

Considérese la recta definida por los puntos $(x_1, y_1)$ y $(x_2, y_2)$. Un tercer punto estaría alineado con ella sólo si cumple la siguiente relación:

$$(y_2-y_1)/(x_2-x_1)=(y-y_1)/(x-x_1) \qquad (A.1)$$

esto es, sólo si la pendiente de la recta definida por $(x_1, y_1)$ y $(x_2, y_2)$ es exactamente la misma que la pendiente de la recta definida por $(x_1, y_1)$ y $(x, y)$.

Supóngase ahora que se conoce el valor de $x$, pero no el de $y$. Despejando $y$ en la ecuación (A.1), se obtiene la siguiente expresión:

$$y=(y_2-y_1)(x-x_1)/(x_2-x_1)+y_1 \qquad (A.2)$$

que permite calcular $y$ cuando se conocen $(x_1, y_1)$, $(x_2, y_2)$ y $x$. Sin embargo, (A.2) no es la ecuación más sencilla que se puede usar en el cálculo de $y$. Se obtiene una mejor expresión asociando sus términos del modo siguiente:

$$y=((x-x_1)/(x_2-x_1))y_2+$$
$$(1.0-(x-x_1)/(x_2-x_1))y_1 \qquad (A.3)$$

expresión que puede escribirse así

$$y=\theta y_2+(1.0-\theta)y_1 \qquad (A.4)$$

donde

$$\theta=(x-x_1)/(x_2-x_1) \qquad (A.5)$$

Las ecuaciones (A.4) y (A.5) sugieren un modo de hacer una interpolación lineal en dos sencillos pasos. Primero, se calcula el valor de $\theta$, "factor de interpolación", usando sólo los valores de las abscisas observadas (valores de $x$). Luego, se usa la ecuación (A.4) para calcular la ordenada deseada, $y$.

Estos pasos son bastante sencillos, pero al darlos es importante que los índices se correspondan debidamente. Nótese que aunque $\theta$ se obtiene usando como pivote $x_1$ (este valor es el único que se repite en la ecuación (A.5)), su valor (el de $\theta$) se "aplica" a $y_2$, es decir, se multiplica por este parámetro en la ecuación (A.4), mientras que $y_1$ se multiplica por $(1,0 - \theta)$.

Algunos de los casos en donde se usa interpolación lineal en este *Manual* se ilustran en los siguientes ejemplos.

### B. Primer ejemplo

La tasa de natalidad de una población estable modelo Oeste al nivel de mortalidad 19 y con tasa de crecimiento 0,0150 es 0,0264. Si la tasa de crecimiento fuera 0,0200, el valor de la tasa de natalidad sería 0,0304. Se pregunta entonces cuál es el valor de la tasa de natalidad para una población con el mismo nivel de mortalidad y una tasa de crecimiento de 0,0169.

Para responder a tal pregunta recurriendo a la interpolación lineal, deben identificarse primero los dos puntos que definen una recta. Las coordenadas de cada punto son el par de valores (tasa de crecimiento, tasa de natalidad); así,

$$(x_1, y_1)=(0.0150, 0.0264)$$

y

$$(x_2, y_2)=(0.0200, 0.0304)$$

El tercer punto, para el cual se desconoce la ordenada, es (0,0169, $y$). De acuerdo a esta identificación,

$$\theta=(0.0169-0.0150)/(0.0200-0.0150)$$
$$=0.0019/0.0050=0.38$$

y por tanto

$$y=(0.38)(0.0304)+(0.62)(0.0264)=0.0279$$

Adviértase que en este ejemplo las abscisas de los puntos que definen la recta se ordenan en forma creciente, esto es, $x_1 < x_2$. Asimismo, $x_1 < x < x_2$ por lo que puede decirse que el valor de $\theta$ es igual a

$$\theta=(\text{central}-\text{menor})/(\text{mayor}-\text{menor}) \qquad (B.1)$$

Usando esta notación nemotécnica, la ecuación (A.4) puede transformarse en

$$y=\theta\, y\,(\text{mayor})+(1,0-\theta)\, y\,(\text{menor}) \qquad (B.2)$$

donde $y$ (menor) no indica el valor menor de $y$, sino el valor de $y$ asociado con el menor de $x$; e igualmente, $y$ (mayor) es el valor asociado con el mayor valor de $x$ usado.

Estas expresiones nemotécnicas no mejoran la claridad de las ecuaciones (A.4) y (A.5), pero se incluyen aquí con la esperanza de que permitan al usuario realizar correctamente la interpolación lineal y del modo más mecánico posible. Se usan en el siguiente ejemplo.

### C. Segundo ejemplo

En las tablas de vida modelo Oeste, el valor 0,0858 de $q(2)$ va asociado con el nivel de mortalidad 17 para mujeres, mientras que para el nivel de mortalidad 15 el valor de $q(2)$ para mujeres es 0,1164. Se pregunta entonces cuál sería el valor femenino de $q(2)$ al nivel 15,36.

Como se citan tres valores diferentes para el nivel, y sólo se ofrecen dos para $q(2)$, se toman como abscisas los niveles y como ordenadas los valores de $q(2)$. Entonces, de acuerdo a la ecuación nemotécnica (B.1),

$$\theta=(15.36-15)/(17-15)=0.36/2=0.18$$

y por la ecuación (B.2),

$$y=(0.18)(0.0858)+(0.82)(0.1164)=0.1109$$

Adviértase que en la aplicación de la ecuación (B.2), $\theta = 0,18$ se multiplica por el valor de $q(2)$ asociado con el mayor nivel usado, a saber 17, y no por el mayor valor de $q(2)$. Puesto que en este caso el mayor nivel va asociado con el menor valor de $q(2)$, es esencial la distinción.

### D. Tercer ejemplo

Este ejemplo examina un caso de extrapolación más bien que de interpolación. La extrapolación tiene lugar cuando el valor de $x$ no se encuentra entre los valores $x_1$ y $x_2$, sino que está fuera del intervalo definido por ellos. En tal caso, $\Theta$ es o bien negativo o bien mayor que uno. De cualquier modo, las ecuaciones (A.4) y (A.5) siguen siendo válidas y pueden usarse para calcular el valor que falta de $y$.

Considérese entonces el problema siguiente. Según las tablas de vida modelo Oeste, al nivel 21 la esperanza de vida al nacer para varones es 66,02, mientras que al nivel 23 es 71,19. Lo que se pregunta es cuál sería el valor de $e_0$ al nivel 24.

Una vez más, los niveles representan los valores de las abscisas; por tanto,

$$\Theta = (24 - 21)/(23 - 21) = 3/2 = 1.5$$

un valor, como se esperaba, mayor que uno. En el segundo paso, se calcula $y$ como de ordinario:

$$y = (1.5)(71.19) + (-0.5)(66.02) = 73.78$$

Nótese que como $\Theta$ es mayor que uno, $(1,0 - \Theta)$ es negativo. Además, como los valores de la esperanza de vida al nacer aumentan cuando se incrementa el nivel de mortalidad (esto es, la pendiente de la recta que asocia el nivel con los valores de $e_0$ es positiva), se espera que $e_0$ al nivel 24 sea mayor que al nivel 23. Esta comprobación basada en el sentido común permite descartar inmediatamente el valor

$$y^* = (1.5)(66.02) + (-0.5)(71.19) = 63.44$$

que se obtendría si, por error, los valores de $\Theta$ y $(1,0 - \Theta)$ no correspondieran a los índices correctos.

Como observación final, hay que señalar que la extrapolación lineal no se recomienda en la mayor parte de las aplicaciones demográficas, ya que el supuesto de linealidad fuera de los límites de las cantidades impresas o conocidas de algún otro modo resulta difícil de justificar. Por tanto, al elegir los valores de $x_1$ y $x_2$ que se usarán como base para la interpolación lineal, se deben seleccionar, de ser posible, aquellos que engloben o envuelvan el valor declarado de $x$.

## *Anexo V*

# SUAVIZACION DE UNA DISTRIBUCION POR EDAD

### A. Antecedentes de los métodos

A lo largo de este *Manual* se ha puesto el acento en el hecho de que las distribuciones por edades se encuentran frecuentemente distorsionadas por las declaraciones erróneas de la edad. A pesar de que no se recomienda que las distribuciones se suavicen[a] o ajusten antes de aplicar cualquiera de los procedimientos analíticos descritos en los capítulos principales de este *Manual*, debido a que sus resultados pueden verse perturbados por el proceso de suavización o ajuste, una distribución por edad que es suave y lo más correcta posible sigue siendo útil, particularmente como base para proyecciones de población. Este anexo describe e ilustra algunos procedimientos bastante sencillos para ajustar las distribuciones por edad distorsionadas; las técnicas descritas en la sección B pueden aplicarse a una sola distribución por edad, mientras que el procedimiento descrito en la sección C requiere una serie de dos o más distribuciones por edad.

### B. Suavización y ajuste de una sola distribución por edad

#### 1. *Ajuste de una población estable*

La forma más drástica de suavizar una distribución por edad es ajustar una población estable a la población que se estudia, siguiendo los procedimientos descritos en el capítulo VII, y adoptando la distribución por edad de la población estable como una representación de la verdadera distribución. La distribución por edad adoptada estará exenta de todo tipo de irregularidades, ya sean éstas reales o el resultado de errores, y tampoco tendrá ninguno de los rasgos que la distribución real por edades no comparta con los modelos. Así, la extensión del ajuste será más severa de lo que se requiere en realidad, pero el resultado será al menos internamente consistente.

Este procedimiento no se describe en detalle aquí, ni se ilustra, ya que los métodos para ajustar una población estable se tratan detalladamente en el capítulo VII.

#### 2. *Reducción de los efectos del redondeo de edades*

a) *Fundamento y justificación*

Los procedimientos de suavización y ajuste se aplican de ordinario a distribuciones por edad acumuladas (esto es, al número o proporción de personas por debajo de determinadas edades), ya que el proceso de acumulación elimina los efectos de errores que no causen una transferencia neta de personas a través de cada uno de los límites de edad usados. Si el redondeo de edades tiende a transferir personas cuya verdadera edad se encuentra por debajo o por encima de una edad atractiva a esa edad, el uso de edades atractivas como límites de la acumulación no minimizará los efectos del redondeo en la distribución acumulada. En tales circunstancias, el uso de límites de edad a mitad de camino entre edades atractivas minimizará probablemente las transferencias netas a través de los límites[b]. Por tanto, un modo sencillo de suavizar las distribuciones por edad sería ajustar una sucesión de polinomios a la población declarada, expresada ya sea como números de personas, ya sea como las proporciones de personas por debajo de las edades $a + 3$, $a + 8$, $a + 13$ y $a + 18$, donde $a$ es un múltiplo de cinco, y calcular los valores de esos polinomios en sus respectivos tramos centrales con el fin de obtener una distribución por edades suavizada por años simples.

Sin embargo, el problema de suavización se complica algo por el hecho de que las edades terminadas en cero son generalmente más atractivas que las terminadas en cinco, por lo que la población acumulada por debajo de las edades acabadas en ocho tenderá a ser demasiado pequeña, mientras que la acumulada por debajo de las edades terminadas en tres tenderá a ser demasiado grande. Esta tendencia puede soslayarse ajustando dos polinomios, uno para las poblaciones acumuladas por debajo de las edades terminadas en ocho y otro para las poblaciones acumuladas por debajo de las edades terminadas en tres. Los dos polinomios se evaluarían entonces con respecto a un tramo central común, y las estimaciones óptimas de la población acumulada verdadera, relativamente libres de efectos del redondeo de edades, se encontrarían promediando.

b) *Datos requeridos*

La información necesaria consiste en la población clasificada por sexo y años simples de edad, preferiblemente hasta los 85 años o más.

c) *Procedimiento de cálculo*

A continuación se indican los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: acumulación de los recuentos de población.* Para cada sexo, se necesita la población por debajo de cada edad terminada en tres (3, 13, 23, etc.) y en ocho (8, 18, 28, etc.). Se usa la distribución por edades por años simples con el fin de obtener los números necesarios; la población por debajo de tres años es la suma de personas de edad 0, 1 y 2, la población por debajo de la edad 8 puede hallarse sumando los números de las edades 5, 6 y 7 años a los de edad 0 a 4, y así sucesivamente. Adviértase que no es necesario usar proporciones; es más sencillo emplear números totales.

*Paso 2: ajuste de polinomios a la distribución acumulada por edades.* Se ajusta un polinomio de tercer grado a la población por debajo de las edades $a + 3$, $a + 13$, $a + 23$ y $a + 33$, donde $a$ es una edad terminada en cero, y se evalúa entre $a + 13$ y $a + 23$; tal polinomio probablemente sobreestimará un poco la población por debajo de cada edad a causa de la atracción de las edades terminadas en 0. Se ajusta un polinomio similar a la población por debajo de las edades $a + 8$, $a + 18$, $a + 28$ y $a + 38$, y se evalúa una vez más entre las edades $a + 13$ y $a + 23$; ese polinomio subestimará probablemente la población por debajo de cada edad. Por tanto, para reducir esos sesgos, puede calcularse la población estimada por debajo de cada edad en el tramo $a + 13$ y $a + 23$ como el promedio de las estimaciones producidas por cada polinomio; en la medida de que la ganancia de cada cero sea una pérdida de un cinco cercano, la distribución por edades acumulada que resulta debería estar prácticamente exenta de los ejectos del redondeo de edades y podrá dividirse en grupos quinquenales de edad convencionales. El proceso continúa incrementando $a$ en 10. Adviértase que las edades por debajo de 13, que afortunadamente a menudo no presentan los mismos patrones de redondeo que otras edades, requieren un tratamiento especial; y que, por lo general, la técnica sólo puede aplicarse hasta la edad 72 (suponiendo que se dispone de una distribución por edades simples hasta la edad 85).

La población inferior a los 13 años puede suavizarse ajustando un polinomio de tercer grado a la población estimada por debajo de las edades 0, 10, 20 y 30. Las poblaciones por debajo de las edades 20 y 30 se habrán obtenido ya tal como se describió anteriormente. La población por debajo de los 10 años puede estimarse con los dos

---

[a] El término "suavizar" se usa en este *Manual* en su sentido más general para significar la eliminación o minimización de irregularidades a menudo presentes en los datos declarados o en las estimaciones preliminares obtenidas de ellos. En tal sentido, el conjunto de posibles "técnicas de suavización" engloba una amplia gama de procedimientos, que van desde el ajuste de modelos a simples promedios. Las técnicas de suavización tradicionales aplicadas a distribuciones por edad y a tasas observadas de mortalidad por edades forman parte de ese conjunto, pero no lo agotan. Los procedimientos algo imprecisos que se describen en este *Manual* resultan necesarios por ser los datos básicos disponibles a la vez deficientes e incompletos.

[b] Ken Hill, Hania Zlotnik y Jane Durch, *Procedures for Reducing the Effects of Age Errors on Indirect Demographic Estimation Techniques*, Laboratories for Population Statistics Scientific Report Series No. 35 (Chapel Hill, North Carolina, Carolina Population Center, 1982).

primeros polinomios, el que comienza desde los 3 años y el que empieza desde los 8, y usando un promedio como estimación. La población por debajo de la edad 0 es, claro está, 0. El polinomio ajustado a esos cuatro valores estimados puede entonces calcularse entre las edades 0 y 13. Adviértase que es probable que este procedimiento produzca algunas discontinuidades secundarias en la distribución por edades suavizada por años simples, aunque la distribución por grupos quinquenales de edad no debería verse afectada.

Con el objeto de obtener una distribución por grupos quinquenales de edad convencionales ajustada con respecto al redondeo de edades, es posible usar un atajo que evite calcular los coeficientes de cada polinomio y permita estimar directamente la población por debajo de dos edades exactas. Si se denota por $N(x-)$ la población por debajo de la edad $x$, la población por debajo de la edad $a + 12$ se obtiene mediante

$$\hat{N}((a+12)-) = -0.048N(a-)+0.864N((a+10)-) \quad \text{(B.1)}$$
$$+0.216N((a+20)-)-0.032N((a+30)-)$$

y la población por debajo de la edad $a + 17$ se obtiene con

$$\hat{N}((a+17)-) = -0.0455N(a-)+0.3315N((a+10)-) \quad \text{(B.2)}$$
$$+0.7735N((a+20)-)-0.0595N((a+30)-)$$

Así, si $a$ es igual a 3, la población por debajo de la edad 15 vendrá dada por la ecuación (B.1) y la población por debajo de la edad 20 por la ecuación (B.2). Si $a$ es igual a 8, por otra parte, la ecuación (B.1) dará la población por debajo de la edad 20 y la ecuación (B.2) la población por debajo de 25.

Para los casos especiales al comienzo del intervalo de edades, puede usarse la ecuación siguiente para estimar la población por debajo de la edad 10 a partir de las poblaciones por debajo de las edades 3, 13, 23 y 33, y la población menor de 15 años a partir de las poblaciones por debajo de las edades 8, 18, 28 y 38:

$$\hat{N}((a+7)-) = 0.1495N(a-)+1.0465N((a+10)-) \quad \text{(B.3)}$$
$$-0.2415N((a+20)-)+0.0455N((a+30)-)$$

La estimación de la población menor de 10 años a partir de las poblaciones por debajo de las edades 8, 18, 28 y 38 puede obtenerse de

$$\hat{N}(10-) = 0.672N(8-)+0.504N(18-) \quad \text{(B.4)}$$
$$-0.224N(28-)+0.048N(38-)$$

La estimación de la población menor de 5 años a partir de la población ajustada por debajo de las edades 10, 20 y 30 puede obtenerse con la ecuación

$$\hat{N}(5-) = 0.9375\hat{N}(10-)-0.3125\hat{N}(20-)+0.0625\hat{N}(30-) \quad \text{(B.5)}$$

Entonces, para reducir aún más los posibles sesgos causados por el redondeo de edades, se obtienen "estimaciones óptimas" de la población por debajo de cada edad $x$, múltiplo de cinco, promediando las estimaciones de $\hat{N}(x-)$ obtenidas antes siempre que se disponga de dos de esas estimaciones para un $x$ dado. Así, las estimaciones finales de la población por debajo de la edad $x$, $N^*(x-)$, se calculan como signe

$$N^*(x-) = (\hat{N}_3(x-)+\hat{N}_8(x-))/2.0$$

donde los subíndices 3 y 8 indican que las estimaciones intermedias de $\hat{N}(x-)$ se obtienen a partir de las edades que terminan en 3 y 8, respectivamente.

Por último, para los años $x$ del comienzo y final del intervalo de edades (edad 5, por ejemplo) para los que se dispone sólo de una estimación de $\hat{N}(x-)$, $N^*(x-)$ se hace igual a ésta.

d) *Un ejemplo detallado*

El procedimiento descrito antes se ilustra aplicándolo a la distribución por edad de la población masculina de Sri Lanka, tal como fue captada por la encuesta de fecundidad que se realizó en ese país en 1975[c]. En el cuadro 203 figuran los datos básicos.

A continuación se describe el procedimiento de cálculo.

*Paso 1: acumulación de los recuentos de población.* El número de varones por debajo de las edades 3, 8, 13, 18, etc. se halla acumulando

[c] Ministry of Plan Implementation, Department of Census and Statistics, *World Fertility Survey—Sri Lanka, 1975, First Report* (Colombo, 1978).

CUADRO 203. POBLACIÓN MASCULINA POR EDADES SIMPLES, SRI LANKA, 1975

| *Edad* (1) | *Población* (2) | *Edad* (3) | *Población* (4) | *Edad* (5) | *Población* (6) | *Edad* (7) | *Población* (8) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 0 | 572 | 27 | 350 | 54 | 120 | 81 | 3 |
| 1 | 506 | 28 | 366 | 55 | 268 | 82 | 8 |
| 2 | 550 | 29 | 267 | 56 | 110 | 83 | 5 |
| 3 | 602 | 30 | 383 | 57 | 108 | 84 | 4 |
| 4 | 596 | 31 | 265 | 58 | 157 | 85 | 32 |
| 5 | 637 | 32 | 294 | 59 | 81 | 86 | 5 |
| 6 | 600 | 33 | 270 | 60 | 261 | 87 | 9 |
| 7 | 643 | 34 | 190 | 61 | 65 | 88 | 3 |
| 8 | 607 | 35 | 443 | 62 | 85 | 89 | 1 |
| 9 | 562 | 36 | 220 | 63 | 92 | 90 | 8 |
| 10 | 624 | 37 | 183 | 64 | 67 | 91 | 0 |
| 11 | 546 | 38 | 288 | 65 | 225 | 92 | 0 |
| 12 | 667 | 39 | 192 | 66 | 31 | 93 | 3 |
| 13 | 620 | 40 | 342 | 67 | 66 | 94 | 0 |
| 14 | 555 | 41 | 147 | 68 | 103 | 95 | 7 |
| 15 | 650 | 42 | 219 | 69 | 34 | 96 | 2 |
| 16 | 545 | 43 | 195 | 70 | 160 | 97 | 1 |
| 17 | 517 | 44 | 125 | 71 | 26 | 98 | 0 |
| 18 | 529 | 45 | 391 | 72 | 41 | 99 | 9 |
| 19 | 519 | 46 | 132 | 73 | 50 | No | |
| 20 | 550 | 47 | 150 | 74 | 38 | declarada | 0 |
| 21 | 417 | 48 | 247 | 75 | 130 | | |
| 22 | 484 | 49 | 126 | 76 | 23 | TOTAL | 23 918 |
| 23 | 467 | 50 | 291 | 77 | 21 | | |
| 24 | 416 | 51 | 139 | 78 | 24 | | |
| 25 | 460 | 52 | 162 | 79 | 8 | | |
| 26 | 367 | 53 | 169 | 80 | 71 | | |

los números en grupos sucesivos de edad para cada año excluyendo al grupo superior. Así, si $N(y)$ es la población de edad $y$ y $N(x-)$ la población por debajo de la edad $x$,

$$N(x-)=\sum_{y=0}^{x-1}N(y)$$

Así

$$N(3-)=N(0)+N(1)+N(2)=572+506+550=1{,}628$$

y

$$N(8-)=N(3-)+N(3)+N(4)+N(5)+N(6)+N(7)$$
$$=1{,}628+602+596+637+600+643=4{,}706$$

Los resultados completos figuran en el cuadro 204; los cálculos se continúan hasta llegar a la población por debajo de la edad 88.

*Paso 2: ajuste de polinomios a la distribución acumulada por edades.* Pueden obtenerse estimaciones de la población por debajo de las edades 15, 20, etc. hasta los 75 años a partir de polinomios ajustados a los números por debajo de las edades terminadas en tres u ocho mediante las ecuaciones (B.1) y (B.2). Así, la población por debajo de las edades 15 y 20 puede hallarse como sigue usando las poblaciones por debajo de las edades terminadas en tres:

$$\hat{N}_3(15-)=-0.048N(3-)+0.864N(13-)+0.216N(23-)-0.032N(33-)$$
$$=(-0.048)(1{,}628)+(0.864)(7{,}712)+(0.216)(13{,}098)+(-0.032)(16{,}733)$$
$$=8{,}878.7$$

y

$$\hat{N}_3(20-)=-0.0455N(3-)+0.3315N(13-)+0.7735N(23-)-0.0595N(33-)$$
$$=(-0.0455)(1{,}628)+(0.3315)(7{,}712)+(0.7735)(13{,}098)+(-0.0595)(16{,}733)$$
$$=11{,}618.1$$

y las poblaciones por debajo de las edades 20 y 25 pueden estimarse a partir de las poblaciones por debajo de las edades terminadas en ocho:

$$\hat{N}_8(20-)=-0.048N(8-)+0.864N(18-)+0.216N(28-)-0.032N(38-)$$
$$=(-0.048)(4{,}706)+(0.864)(10{,}599)+(0.216)(15{,}158)+(-0.032)(18{,}039)$$
$$=11{,}628.5$$

y

$$\hat{N}_8(25-)=(-0.0455)(4{,}706)+(0.3315)(10{,}599)+(0.7735)(15{,}158)+(-0.0595)(18{,}039)$$
$$=13{,}950.8$$

Las ecuaciones (B.1) y (B.2) se aplican entonces a las poblaciones por debajo de edades 10 años mayores y el proceso se repite hasta la edad 75. El conjunto completo de estimaciones basadas en edades terminadas en tres figura en la columna (4) del cuadro 204, mientras que la columna (5) muestra las estimaciones obtenidas a partir de edades acabadas en ocho. Las estimaciones de la población menor a 15 años basadas en poblaciones por debajo de edades terminadas en ocho y de la población menor de 10 años basadas en poblaciones por debajo de edades acabadas en tres se obtienen aplicando la ecuación (B.3):

$$\hat{N}_8(15-)=0.1495N(8-)+1.0465N(18-)-0.2415N(28-)+0.0455N(38-)$$
$$=8{,}955.5$$

y

$$\hat{N}_3(10-)=0.1495N(3-)+1.0465N(13-)-0.2415N(23-)+0.0455N(33-)$$
$$=5{,}912.2$$

La estimación de la población menor de 10 años a partir de poblaciones por debajo de las edades 8, 18, 28 y 38 se obtiene aplicando la ecuación (B.4).

CUADRO 204. AJUSTE CON RESPECTO AL REDONDEO DE EDADES, DE LA DISTRIBUCIÓN POR EDAD DE VARONES, SRI LANKA, 1975

| *Edad a (1)* | *Población masculina por debajo de la edad a (2)* | *Edad b (3)* | *Población ajustada por debajo de la edad b basada en las edades que terminan en: tres (4)* | *ocho (5)* | *Población media por debajo de la edad b (6)* | *Población en los grupos de edad b a b + 4 ajustada (7)* | *declarada (8)* |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| - | - | 0 | - | - | - | 2 928 | 2 826 |
| 3 | 1 628 | 5 | - | - | (2 928) | 3 016 | 3 049 |
| 8 | 4 706 | 10 | 5 912 | 5 975 | 5 944 | 2 974 | 3 012 |
| 13 | 7 712 | 15 | 8 879 | 8 956 | 8 918 | 2 706 | 2 760 |
| 18 | 10 599 | 20 | 11 618 | 11 629 | 11 624 | 2 325 | 2 334 |
| 23 | 13 098 | 25 | 13 946 | 13 951 | 13 949 | 1 865 | 1 810 |
| 28 | 15 158 | 30 | 15 790 | 15 837 | 15 814 | 1 485 | 1 402 |
| 33 | 16 733 | 35 | 17 304 | 17 293 | 17 299 | 1 244 | 1 326 |
| 38 | 18 039 | 40 | 18 563 | 18 523 | 18 543 | 1 100 | 1 028 |
| 43 | 19 227 | 45 | 19 661 | 19 624 | 19 643 | 989 | 1 046 |
| 48 | 20 220 | 50 | 20 654 | 20 609 | 20 632 | 872 | 881 |
| 53 | 21 185 | 55 | 21 514 | 21 494 | 21 504 | 732 | 724 |
| 58 | 21 960 | 60 | 22 241 | 22 231 | 22 236 | 579 | 570 |
| 63 | 22 609 | 65 | 22 821 | 22 809 | 22 815 | 440 | 459 |
| 68 | 23 090 | 70 | 23 255 | 23 254 | 23 255 | 323 | 315 |
| 73 | 23 454 | 75 | - | 23 578 | 23 578 | 341[a] | 377[a] |
| 78 | 23 716 | - | - | - | - | - | - |
| 83 | 23 330 | - | - | - | - | - | - |
| 88 | 23 885 | - | - | - | - | - | - |

[a] Población de 75 años y más.

Una vez disponibles dos estimaciones para cada una de las poblaciones por debajo de las edades que terminan en cero o cinco, desde 10 hasta 70, se obtiene una estimación óptima en cada edad promediando los dos valores correspondientes. Así, por ejemplo,

$$N^*(20-) = (\hat{N}_3(20-) + \hat{N}_8(20-))/2.0$$
$$= (11{,}618 + 11{,}629)/2.0 = 11{,}624$$

Los resultados completos figuran en la columna (6) del cuadro 204.

La población por debajo de la edad 5 se halla entonces sustituyendo las estimaciones óptimas de las poblaciones por debajo de las edades 10, 20 y 30 en la ecuación (B.5):

$$N^*(5-) = 0.9375N^*(10-) - 0.3125N^*(20-) + 0.0625N^*(30-)$$
$$= 2{,}928.4$$

Las estimaciones de la población acumulada pueden entonces sustraerse sucesivamente una de otra para obtener una distribución por grupos quinquenales de edad, obteniéndose la población de edad $x$ a $x + 4$ al restar $N^*(x-)$ de $N^*((x+5)-)$. Así, para el grupo de edad 20 a 24,

$${}_5N^*_{20} = N^*(25-) - N^*(20-) = 13{,}949 - 11{,}624 = 2.325$$

Los resultados completos figuran en la columna (7) del cuadro 204 y pueden compararse con la distribución declarada por edad que figura en la columna (8).

### 3. *Comparación con una distribución standard por edad*

a) *Fundamento y justificación*

En algunas circunstancias, cuando la calidad de la declaración de edad es pobre o cuando las edades parecen verse afectadas por declaraciones erróneas sistemáticas que no se deben al redondeo, quizá sea menester otro procedimiento de ajuste más drástico que el descrito en la subsección B.2. Uno de tales procedimientos implica comparar la distribución declarada por edades con alguna distribución standard, ajustando luego esa distribución standard para reflejar los rasgos principales de la distribución declarada; el resultado sería una distribución que retuviese algunas de las características generales de la distribución declarada sin incorporar sus sesgos obvios.

En la práctica, se puede usar como distribución standard una población estable derivada de una tabla de vida modelo apropiada y que tenga una tasa razonable de crecimiento según la aplicación de que se trate, particularmente si hay motivos para creer que la población real es estable o cuasi-estable. La comparación de las distribuciones declarada y standard resulta más fácil al usar una transformación que haga lineal la relación entre la edad y la proporción acumulada de la población por debajo de cada edad. En poblaciones crecientes, como son las de casi todos los países en desarrollo, una transformación adecuada es

$$Y(x) = \ln[(1.0 + C(x))/(1.0 - C(x))] \qquad \text{(B.6)}$$

donde $C(x)$ es la proporción de la población por debajo de la edad $x$. En lo sucesivo, la transformación definida por la ecuación (B.6) se denominará transformación $Y$. Los valores de $Y(x)$ para la población de que se trata pueden graficarse contra los valores standard, $YS(x)$, de una población estable apropiada, notándose así las desviaciones respecto de una relación aproximadamente parabólica (en la práctica, cuando los datos no están muy distorsionados, esa relación se desvía sólo muy ligeramente de la representada por una línea recta). Puede obtenerse una distribución estimada por edad ajustando una curva a los puntos que se consideren como menos sesgados e invirtiendo entonces la transformación $Y$ para obtener una distribución acumulada por edades suavizada. Ensayos con poblaciones modelo han sugerido que es posible obtener resultados adecuados ajustando un polinomio de segundo grado (una parábola) a los puntos seleccionados, proceso que se simplifica porque puede hacerse que la parábola ajustada pase por el origen (ya que la proporción de población por debajo de la edad cero tiene que ser cero) y por los promedios tanto de la primera mitad como de la segunda mitad de los puntos seleccionados.

b) *Datos requeridos*

Para aplicar este método se necesitan los datos siguientes:

*a*) Población clasificada por sexo y grupos quinquenales de edad;

*b*) Una distribución standard por grupos quinquenales de edad. Una población estable sujeta a una tasa de crecimiento y a riesgos de mortalidad similares a los de la población que se estudia suele ser una selección apropiada.

c) *Procedimiento de cálculo*

A continuación se describen los pasos del procedimiento de cálculo.

*Paso 1: cálculo de las proporciones por debajo de las edades terminadas en cero o cinco.* La proporción de la población por debajo de cada edad $x$, denotada por $C(x)$, se halla sumando las poblaciones de cada grupo quinquenal de edad inferior a la edad de que se trate y dividiendo la suma resultante entre la población total de edad conocida, esto es, excluyendo los de edad no declarada.

*Paso 2: cálculo de la transformación Y de las proporciones declaradas por debajo de edades distantes cinco años.* La transformación $Y$ de cada una de las proporciones $C(x)$ calculadas en el paso anterior se halla usando la ecuación (B.6). Para presentar el paso en su totalidad, esta ecuación se repite aquí:

$$Y(x) = \ln[(1.0 + C(x))/(1.0 - C(x))] \qquad \text{(B.6)}$$

Adviértase que la transformación $Y$ de cualquier proporción $C(x)$ toma valores que varían entre cero e infinito.

*Paso 3: selección de una distribución standard por edad.* La distribución standard por edad, con la que se comparará la población declarada, debería seleccionarse entre las distribuciones de poblaciones estables de tal manera que su nivel y patrón de mortalidad se aproximen lo más posible a los de población que se estudia. También es aconsejable que la población estable escogida tenga la misma tasa de crecimiento que la población estudiada.

*Paso 4: transformación Y de la distribución standard por edad.* Se repiten los pasos 1 y 2 para la distribución standard seleccionada.

*Paso 5: relación de las transformaciones Y de las distribuciones por edades declarada y standard.* Se supone que un polinomio de segundo grado representa la relación entre las transformaciones $Y$ de las distribuciones por edades declarada y standard. Para simplificar el procedimiento de ajuste, el polinomio seleccionado es el que pasa por el origen, por el promedio del primer grupo de puntos, y por el promedio del segundo, donde los grupos usados son de igual tamaño pero excluyen cualesquiera valores extremos que estén claramente alejados de la tendencia parabólica esperada. Por tanto, la ecuación ajustada reviste la forma

$$Y(x) = \alpha(YS(x))^2 + \beta YS(x) \qquad \text{(B.7)}$$

donde $\alpha$ y $\beta$ pueden estimarse como

$$\alpha = \left[\frac{1.0}{\overline{YS}_1 - \overline{YS}_2}\right]\left[\frac{\overline{Y}_1}{\overline{YS}_1} - \frac{\overline{Y}_2}{\overline{YS}_2}\right] \qquad \text{(B.8)}$$

y

$$\beta = \frac{\overline{Y}_2}{\overline{YS}_2} - \alpha\overline{YS}_2 \qquad \text{(B.9)}$$

donde $(YS_1, Y_1)$ y $(YS_2, Y_2)$ son los puntos promedio del primer y segundo grupos, respectivamente. Como de ordinario, $YS$ denota la transformación $Y$ del standard.

*Paso 6: cálculo de la distribución estimada por edades.* Una vez estimados $\alpha$ y $\beta$, la ecuación (B.7) puede usarse para obtener valores ajustados de la transformación $Y$, $Y^*(x)$, que puede, a su vez, invertirse para producir estimaciones de una distribución ajustada de edades. Para ser precisos, la ecuación (B.10) indica cómo se obtienen los valores ajustados de $Y^*(x)$ y la ecuación (B.11) muestra cómo se

calcula una estimación del $C^*(x)$ ajustado, proporción estimada por debajo de la edad $x$:

$$Y^*(x) = \alpha(YS(x))^2 + \beta YS(x) \qquad \text{(B.10)}$$

$$C^*(x) = (\exp[Y^*(x)] - 1.0)/(\exp[Y^*(x)] + 1.0) \qquad \text{(B.11)}$$

Estas proporciones de $C^*(x)$ pueden multiplicarse por la población total declarada para hallar el número estimado de personas por debajo de la edad $x$, y obtener entonces estimaciones de la población en grupos quinquenales de edad mediante sustracción.

d) *Un ejemplo detallado*

Una vez más, se usa la distribución por edad de la población masculina de Sri Lanka, tal como fue captada por la encuesta de fecundidad de 1975, para ilustrar este método (véase cuadro 203).

*Paso 1: cálculo de las proporciones por debajo de las edades terminadas en cero o cinco.* En la columna (2) del cuadro 205 figuran las proporciones por debajo de cada edad $x$, múltiplo de cinco, denotadas por $C(x)$, incluyendo también en este caso las proporciones por debajo de la edad 1.

*Paso 2: cálculo de la transformación Y de las proporciones declaradas por debajo de edades distantes cinco años.* Las proporciones $C(x)$ calculadas en el paso anterior se transforman usando la ecuación (B.6) en valores de $Y(x)$. Así, para la edad 15,

$$Y(15) = \ln[(1.0 + C(15))/(1.0 - C(15))]$$

$$= \ln[(1.0 + 0.3716)/(1.0 - 0.3716)] = 0.7806$$

El conjunto completo de valores de $Y(x)$ figura en la columna (4) del cuadro 205.

*Paso 3: selección de una distribución standard por edad.* Los procedimientos para ajustar una población estable a la observada se presentaron en el capítulo VII y no necesitan describirse de nuevo aquí. Para Sri Lanka se seleccionó una población estable modelo Oeste de nivel de mortalidad 18, con una tasa de crecimiento de 0,030. Las proporciones por debajo de cada edad $x$ para esta población figuran en la columna (3) del cuadro 205. Se denominan en los párrafos que siguen "proporciones standard."

*Paso 4: transformación Y de la distribución standard por edad.* Se aplica el paso 2 a las proporciones standard por debajo de cada edad $x$. Los resultados que figuran en la columna (5) del cuadro 205.

*Paso 5: relación de las transformaciones Y de las distribuciones por edades declarada y standard.* Deben examinarse los puntos $(YS(x), Y(x))$ antes de intentar ajustarlos con una parábola, a fin de descartar cualesquiera valores divergentes. En la figura 26 aparece un gráfico de los puntos, que no muestran valores discrepantes obvios. Por tanto, se selecciona una parábola que pase por el origen, por el promedio de los primeros nueve puntos y por el promedio de los otros nueve (el noveno se incluye en ambos grupos) como un ajuste aceptable. Así,

$$\bar{Y}_1 = (0.0478 + 0.2375 + \cdots + 2.0620)/9.0 = 1.0476$$

$$\bar{Y}_2 = (2.0620 + 2.2973 + \cdots + 5.6373)/9.0 = 3.5074$$

$$\overline{YS}_1 = (0.0744 + 0.3437 + \cdots + 2.3033)/9.0 = 1.1939$$

y

$$\overline{YS}_2 = (2.3033 + 2.6068 + \cdots + 6.5347)/9.0 = 3.9978$$

Pueden usarse ahora las ecuaciones (B.8) y (B.9) para estimar los parámetros $\alpha$ y $\beta$ de la ecuación (B.10):

$$\alpha = \left(\frac{1.0}{1.1939 - 3.9978}\right)\left(\frac{1.0476}{1.1939} - \frac{3.5074}{3.9978}\right) = -0.0000456$$

y

$$\beta = \frac{3.5074}{3.9978} - (-0.0000456)(3.9978) = 0.8775$$

*Paso 6: cálculo de la distribución estimada por edades.* Sustituyendo los valores de $\alpha$ y $\beta$ que se acaban de obtener en la ecuación (B.10), se calculan los valores ajustados de la transformación $Y$. Así, para la edad 15,

$$Y^*(15) = -0.0000456(YS(15))^2 + 0.8775\,YS(15)$$

$$= -0.0000456(0.9328)^2 + (0.8775)(0.9328) = 0.8185$$

En la columna (6) del cuadro 205 figuran todos los valores de $Y^*(x)$. A continuación, se obtienen las proporciones estimadas por debajo de cada edad $x$ invirtiendo la transformación $Y$ por medio de la ecuación (B.11). Usando de nuevo la edad 15 como ejemplo,

$$C^*(15) = (\exp[Y^*(15)] - 1.0)/(\exp[Y^*(15)] + 1.0) = 0.3878$$

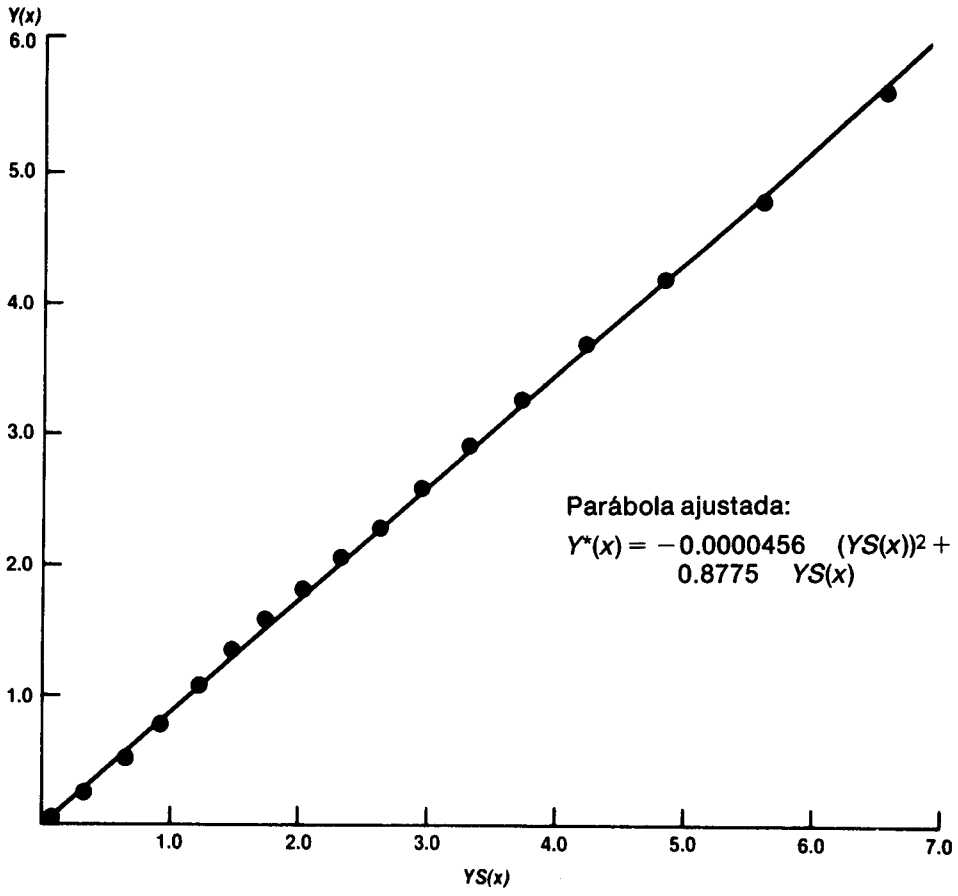
En la columna (7) del cuadro 205 figuran todos los valores estimados de $C^*(x)$. Las proporciones ajustadas de cada grupo quinquenal de

CUADRO 205. ESTIMACIÓN DE UNA DISTRIBUCIÓN AJUSTADA POR EDAD PARA VARONES USANDO LAS TRANSFORMACIONES Y Y UNA POBLACIÓN ESTABLE DEL MODELO OESTE COMO STANDARD, SRI LANKA, 1975

| Edad $x$ (1) | Proporción por debajo de la edad $x$ | | Transformación Y de la proporción por debajo de la edad $x$ | | Transformación Y estimada (6) | Proporción estimada por debajo de la edad $x$ (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Declarada (2) | Standard[a] (3) | Declarada (4) | Standard (5) | | |
| 1 | 0.0239 | 0.0372 | 0.0478 | 0.0744 | 0.0653 | 0.0326 |
| 5 | 0.1182 | 0.1702 | 0.2375 | 0.3437 | 0.3016 | 0.1497 |
| 10 | 0.2456 | 0.3133 | 0.5014 | 0.6484 | 0.5690 | 0.2771 |
| 15 | 0.3716 | 0.4353 | 0.7806 | 0.9328 | 0.8185 | 0.3878 |
| 20 | 0.4870 | 0.5393 | 1.0642 | 1.2063 | 1.0585 | 0.4848 |
| 25 | 0.5845 | 0.6276 | 1.3385 | 1.4749 | 1.2941 | 0.5967 |
| 30 | 0.6602 | 0.7022 | 1.5863 | 1.7433 | 1.5296 | 0.6439 |
| 35 | 0.7188 | 0.7653 | 1.8103 | 2.0178 | 1.7704 | 0.7090 |
| 40 | 0.7743 | 0.8183 | 2.0620 | 2.3033 | 2.0209 | 0.7659 |
| 45 | 0.8173 | 0.8626 | 2.2973 | 2.6068 | 2.2872 | 0.8156 |
| 50 | 0.8610 | 0.8992 | 2.5944 | 2.9360 | 2.5759 | 0.8586 |
| 55 | 0.8978 | 0.9291 | 2.9215 | 3.3035 | 2.8983 | 0.8955 |
| 60 | 0.9281 | 0.9527 | 3.2890 | 3.7205 | 3.2641 | 0.9264 |
| 65 | 0.9519 | 0.9708 | 3.7033 | 4.2120 | 3.6952 | 0.9515 |
| 70 | 0.9711 | 0.9838 | 4.2225 | 4.8078 | 4.2178 | 0.9710 |
| 75 | 0.9843 | 0.9923 | 4.8394 | 5.5558 | 4.8738 | 0.9848 |
| 80 | 0.9929 | 0.9971 | 5.6373 | 6.5347 | 5.7323 | 0.9935 |

[a] Población estable del modelo Oeste de Coale-Demeny, nivel 18, $r = 0{,}03$.

**Figura 26. Gráfico de la transformación $Y$ de las proporciones por debajo de la edad $x$ en la población estudiada contra la transformación $Y$ de las proporciones equivalentes en la población standard, Sri Lanka, 1975**




edad pueden obtenerse ahora restando de la proporción por debajo de la edad $x$ la proporción por debajo de la edad $x - 5$. Así, la proporción ajustada en el grupo de edad 15 a 19, ${}_5C_{15}$, se halla como sigue:

$$ {}_5C^*_{15} = C^*(20) - C^*(15) = 0.4848 - 0.3878 = 0.0970 $$

La figura 27 muestra un gráfico de las proporciones ajustadas en grupos quinquenales de edad, las proporciones correspondientes en la población observada, las proporciones standard y las proporciones obtenidas aplicando el procedimiento de suavización descrito en la subsección B.2. Resulta claro que la población masculina de Sri Lanka se ha visto drásticamente desestabilizada por una fecundidad decreciente, así que no cabe esperar que el procedimiento descrito en esta sección funcione bien en las edades más jóvenes; por encima de la edad 25, sin embargo, sus resultados parecen aceptables, y brindan una aproximación obviamente mejor a la población observada que la distribución standard en que se basa la ajustada. La distribución obtenida cuando se corrigen los efectos del redondeo de edades del modo descrito en la subsección B.2 se encuentra mucho más cerca de la distribución declarada, suavizando sólo ligeramente (y probablemente, al menos en la dirección correcta) los efectos de la desestabilización en las edades más jóvenes y manteniendo la depresión en la distribución observada entre las edades 30 y 45, aunque suavizando sus irregularidades. En esta aplicación, donde la declaración de la edad no parece demasiado defectuosa y donde la distribución observada es claramente no estable, la distribución suavizada obtenida mediante el procedimiento que reduce los efectos del redondeo (subsección B.2) es probablemente la mejor aproximación disponible a la distribución verdadera por edad.

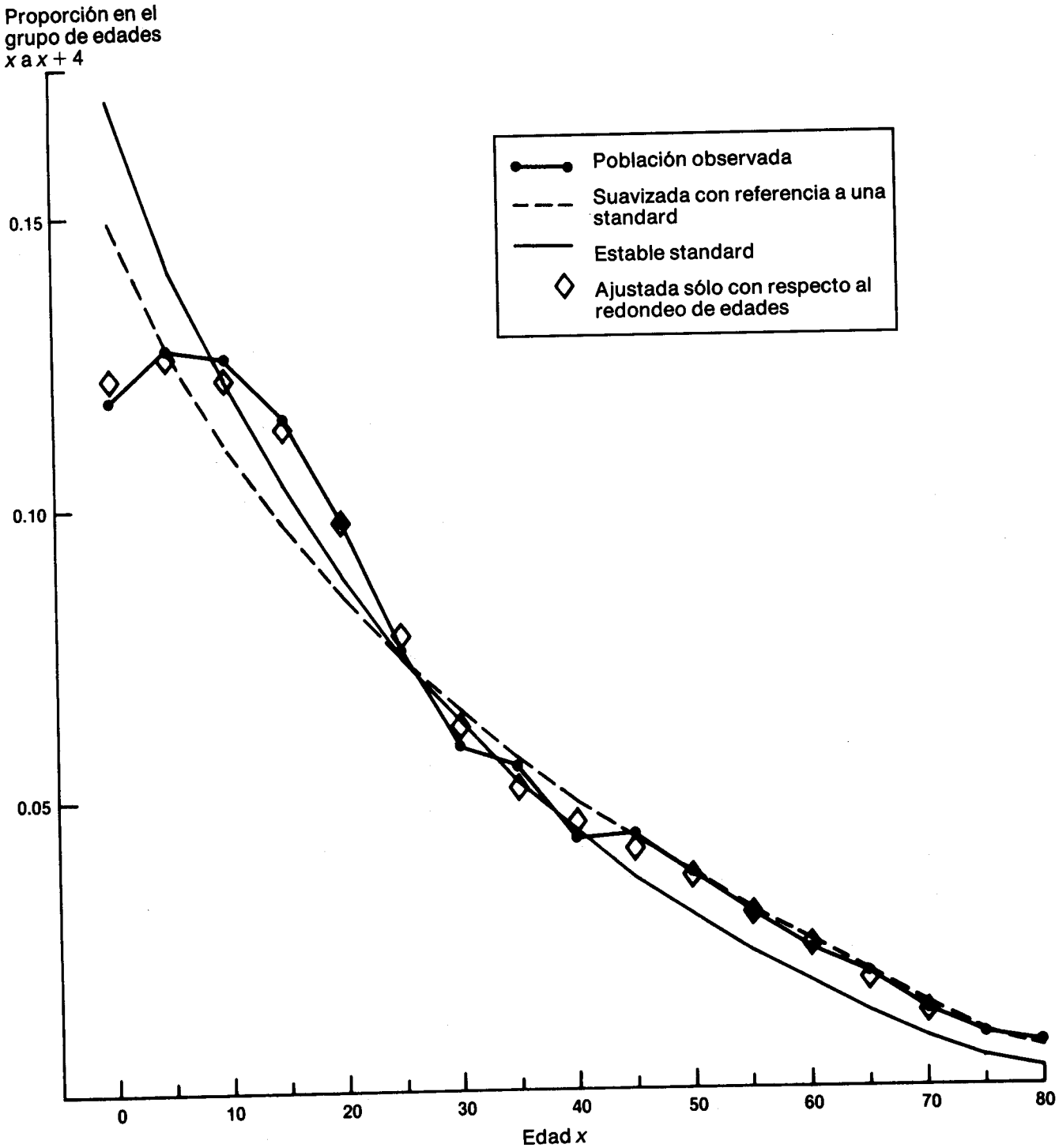
### C. Técnica de ajuste de Demeny y Shorter para dos distribuciones por edad

#### 1. *Funcionamiento y justificación del método*

Demeny y Shorter[d] han propuesto un método basado en las probabilidades de supervivencia intercensal para ajustar las distribuciones por edad producidas por dos censos consecutivos. Este método supone que se conocen las probabilidades de supervivencia intercensal, que ambos censos alcanzaron el mismo nivel de cobertura y que los dos adolecen de errores proporcionales similares en la declaración de edades, esto es, que la proporción registrada del grupo de edad $x$ es igual a la población verdadera del grupo de edad multiplicada por un factor de ajuste característico sólo de ese grupo de edad y que no cambia de censo a censo. Dados dos censos distantes cinco años, se supone que la población de edad 0 a 4 al momento del primer censo es correcta y se proyecta hacia adelante hasta el segundo censo. Se obtiene entonces un factor de ajuste para el grupo de edad 5 a 9 como el cociente entre la población proyectada y la población declarada de edad 5 a 9 en el segundo censo, y se usa entonces ese factor para ajustar la población declarada de edad 5 a 9 en el primer censo. Se proyecta entonces hacia adelante la población ajustada de edad 5 a 9 del primer censo hasta el segundo, y se halla un factor de ajuste para el grupo de edad 10 a 14 como el cociente entre la población proyectada y la real de edad 10 a 14 en el segundo censo. El proceso continúa de un grupo de edad a otro hasta que todos los grupos hayan sido cubiertos. Se dispone entonces de dos distribuciones por edad ajustadas, la del primer censo constituida por las poblaciones ajustadas de cada grupo de edad, y la del segundo censo consistente en las proyecciones de la población ajustada a partir del primer

[d] Paul Demeny y Frederic C. Shorter, *Estimating Turkish Mortality, Fertility and Age Structure*, Statistic Institute, Paper No. 2 (Estambul, Universidad de Estambul, 1968).

**Figura 27. Comparación de los resultados de diferentes procedimientos de ajuste para la distribución por edad de varones, Sri Lanka, 1975**




censo. El último paso es modificar la escala de las dos distribuciones por edad ajustadas para que coincidan con la población total enumerada.

El método depende de que se disponga de estimaciones apropiadas de mortalidad que permitan llevar a cabo la proyección, ya que cualquier error en la especificación de la mortalidad introducirá sesgos sistemáticos en los resultados. Los otros dos supuestos, el de que no haya cambios en la cobertura de la enumeración y el de que el error proporcional sea constante para cada grupo de edad en ambos censos, con frecuencia no son aceptables. Un cambio en la cobertura de la enumeración puede provocar amplias distorsiones en toda la distribución por edades estimada al aplicarse este método, aunque es probable que errores tan serios resulten obvios. A causa de estos problemas potenciales, las estimaciones que produce este procedimiento, aunque útiles, tienen que ser examinadas con cuidado antes de ser adoptadas para usos futuros.

### 2. *Datos requeridos*

A continuación se indican los datos necesarios.

*a*) Distribución de la población por grupos de edad y sexo a partir de dos censos consecutivos. El método es de aplicación más sencilla cuando el intervalo intercensal es de cinco años, pero puede también aplicarse a un intervalo de 10 años. Sin embargo, será difícil e incluso

poco aconsejable usar datos correspondientes a intervalos que no sean múltiplos de cinco, ya que en tales casos los efectos diferenciales del redondeo de edades causarán distorsiones en los resultados obtenidos;

*b)* Un conjunto adecuado de probabilidades de supervivencia relativas al período intercensal.

### 3. *Procedimiento de cálculo*

Seguidamente se describe el procedimiento para este método.

*Paso 1: estimación de una población para un intervalo de cinco años.* Si los dos censos se levantaron con 10 años de diferencia, el primero en el momento $t_1$ y el segundo en el momento $t_2$, el método se aplica mejor estimando una distribución por edades intermedia, creando así dos intervalos de cinco años, y aplicando el método dos veces. La distribución por edad para el punto medio del intervalo de 10 años puede establecerse hallando la tasa anual de crecimiento de cada grupo de edad $x$ a $x + 4$, como

$$r(x) = (\ln {}_5N2_x - \ln {}_5N1_x) / (t_1 - t_2)$$

y aplicando entonces la tasa de crecimiento para cinco años a la población inicial:

$${}_5N_x = {}_5N1_x \exp[5.0r(x)]$$

Aquí, ${}_5N1_x$ y ${}_5N2_x$ denotan, respectivamente, las poblaciones declaradas en el grupo de edad $x$ a $x + 4$ en el primero y segundo censos respectivamente.

*Paso 2: proyección de la distribución inicial por edades.* Se proyecta hacia adelante la población del grupo de edad 0 a 4 en el primer censo hasta el grupo de edad 5 a 9 en el segundo, y se obtiene un factor de ajuste para el grupo de edad 5 a 9 como el cociente entre la población proyectada y la población declarada de edad 5 a 9 al momento del segundo censo. Así pues, si $k(x)$ es el factor de ajuste para el grupo de edad $x$ a $x + 4$,

$$k(5) = ({}_5N1_0)({}_5L_5 / {}_5L_0) / {}_5N2_5 \qquad (C.1)$$

Se toma la población proyectada de edad 5 a 9 como el valor ajustado, ${}_5\hat{N}2_5$, para el segundo censo. Así,

$${}_5\hat{N}2_5 = ({}_5N1_0)({}_5L_5 / {}_5L_0) \qquad (C.2)$$

La población declarada de edad 5 a 9 en el primer censo se ajusta entonces por $k(5)$ con el fin de obtener la población ajustada de edad 5 a 9 en el primer censo, ${}_5\hat{N}1_5$, y se proyecta entonces esta población hacia adelante hasta el grupo de edad 10 a 14 en el segundo censo; así,

$${}_5\hat{N}1_5 = ({}_5N1_5)k(5) \qquad (C.3)$$

y

$$k(10) = ({}_5\hat{N}1_5)({}_5L_{10} / {}_5L_5) / {}_5N2_{10}$$

donde los dos primeros términos son sencillamente la población ajustada de edad 10 a 14 en el segundo censo, esto es,

$${}_5\hat{N}2_{10} = ({}_5\hat{N}1_5)({}_5L_{10} / {}_5L_5)$$

El procedimiento continúa hasta que se cubre el último grupo de edad (que requiere un tratamiento ligeramente modificado). Como se supone que el factor de ajuste requerido es el mismo para ambos censos, el del último grupo de edad $k(A+)$, es igual al cociente entre la población ajustada y la declarada de edad A en adelante para ambas distribuciones por edad. Esto es,

$$k(A+) = \frac{\hat{N}2(A+)}{N2(A+)} = \frac{\hat{N}1(A+)}{N1(A+)} \qquad (C.4)$$

Sin embargo, la población ajustada de edad A y superior en el segundo censo es igual a la suma de dos elementos, siendo el primero la proyección hasta el momento del segundo censo de la población ajustada de edad $A - 5$ a $A - 1$ en el primer censo, y el segundo los supervivientes en el segundo censo de la población ajustada (desconocida) de edad $A$ y superior en el primer censo. Así,

$$\hat{N}2(A+) = ({}_5\hat{N}1_{A-5})({}_5L_A / {}_5L_{A-5}) + \hat{N}1(A+)(T_{A+5}/T_A) \qquad (C.5)$$

donde $T_{A+5}/T_A$ es la probabilidad que tiene la población de edad $A$ y superior de sobrevivir cinco años. Combinando las ecuaciones (C.4) y (C.5), y reagrupando los términos, se obtiene una expresión para $k(A+)$:

$$k(A+) = \frac{({}_5\hat{N}1_{A-5})({}_5L_A / {}_5L_{A-5})}{N2(A+) - (T_{A+5}/T_A)N1(A+)} \qquad (C.6)$$

Puesto que se conocen todas las variables en la ecuación (C.6), puede obtenerse fácilmente el valor de $k(A+)$.

*Paso 3: modificación de la escala de las distribuciones por edad ajustadas.* Las dos distribuciones por edad obtenidas en el paso 2 se basan en el supuesto provisional de que el grupo de edad más joven fue enumerado con precisión en ambos censos. Si tal supuesto no es válido, como será frecuentemente el caso, ambas distribuciones ajustadas por edad reflejarán el tamaño de la razón entre la población enumerada de 0 a 4 años de edad y la verdadera población de esas edades. El supuesto de que el grupo de edad 0 a 4 se enumera correctamente no es necesario si se modifica la escala de las distribuciones por edad ajustadas mediante el cociente entre la población total enumerada y la población total ajustada en cada censo. Es poco probable que estos cocientes sean exactamente los mismos para ambas distribuciones por edad, pero serán muy similares.

### 4. *Un ejemplo detallado*

Una parte del ejemplo mostrado por Demeny y Shorter se presenta aquí para ilustrar los cálculos. La población femenina de Turquía tal como fue enumerada por los censos de 1955 y 1960 se ajusta a continuación. Los datos básicos figuran en las columnas (2) y (3) del cuadro 206 (los datos sobre la población en 1955 han sido ajustados con respecto a los efectos de la migración). En la columna (4) figuran los cocientes de supervivencia tomados de una tabla de vida modelo Sur de nivel 16,3 con una esperanza de vida al nacer de 58,25 años.

*Paso 1: estimación de una población para un intervalo de cinco años.* El intervalo intercensal real es de cinco años, por lo que no se necesita este paso.

*Paso 2: proyección de la distribución inicial por edades.* Se toma la población ajustada de edad 5 a 9 en 1960 como la población de 0 a 4 años en 1955 proyectada cinco años. Así pues, si se denota por ${}_5S_x$ el cociente ${}_5L_{x+5}/{}_5L_x$,

$${}_5\hat{N}2_5 = ({}_5N1_0)({}_5S_0) = (1{,}889)(0.9599) = 1{,}813$$

Se calcula luego el factor de ajuste para el grupo de edad 5 a 9, $k(5)$, como el cociente de la población ajustada con respecto a la declarada de edad 5 a 9 en 1960. Así,

$$k(5) = {}_5\hat{N}2_5 / {}_5N2_5 = 1{,}813/1{,}928 = 0.940$$

Se aplica entonces el factor de ajuste $k(5)$ a la población de edad 5 a 9 en 1955:

$${}_5\hat{N}1_5 = k(5)\ {}_5N1_5 = (0.940)(1{,}570) = 1{,}476$$

Entonces, se proyecta hasta 1960 la población ajustada de 5 a 9 años en 1955 con el objeto de obtener la población ajustada de 10 a 14 años en 1960:

$${}_5\hat{N}2_{10} = ({}_5\hat{N}1_5)({}_5S_5) = (1{,}476)(0.9903) = 1{,}462$$

El procedimiento continúa hasta que se cubre el intervalo abierto, en este caso de 75 años en adelante. El último paso normal completado es el cálculo de ${}_5\hat{N}1_{70}$. El factor de ajuste para la población de 75 años y más se halla aplicando la ecuación (C.6):

$$k(75+) = ({}_5\hat{N}1_{70})({}_5S_{70})/[N2(75+) - ({}_5S_{75+})(N1(75+))]$$

$$= (148.0)(0.6936)/[182.1 - (0.4414)(159.3)]$$

$$= 0.918$$

donde ${}_5S_{75+}$ es igual a $T_{80}/T_{75}$. Se obtienen entonces las poblaciones ajustadas del intervalo abierto multiplicando las poblaciones enumeradas de edad 75+ por $k(75+)$, con lo que

$$\hat{N}1(75+) = (159.3)(0.918) = 146.2$$

y

$$\hat{N}2(75+) = (182.1)(0.918) = 167.2$$

El primer ajuste de la distribución por edad de 1960 figura en la columna (5) del cuadro 206, los factores de ajuste se listan en la columna (6), y el primer ajuste de la distribución por edad de 1955 se muestra en la columna (7).

*Paso 3: modificación de la escala de las distribuciones por edad ajustadas.* Se observará que la suma de la columna (7) en el cuadro 206, que representa la población total ajustada de 1955, no es igual a la suma de la columna (2), que representa la población total enumerada en 1955. Esta diferencia es una indicación del error real en la población de edad 0 a 4 en 1955 en relación con el nivel general de enumeración. Por tanto, puede prescindirse del supuesto sobre la enumeración completa de la población de edad 0 a 4 multiplicando la población ajustada de cada grupo de edad por el cociente de la población total enumerada con respecto a la población total ajustada. Así, por ejemplo, la población final ajustada de edad 0 a 4 en 1955 será igual al primer valor ajustado que figura en la columna (7) del cuadro 206 multiplicado por 11.893,7/11.453,0. En las columnas (8) y (9) figuran las poblaciones finales ajustadas para 1955 y 1960, respectivamente.

CUADRO 206. AJUSTE DE DOS ENUMERACIONES CONSECUTIVAS DE LA POBLACIÓN FEMENINA USANDO LA SUPERVIVENCIA POR COHORTES, TURQUÍA, 1955 Y 1960

*(Población en miles)*

| *Grupo de edad* (1) | *Población en 1955* (2) | *Población en 1960* (3) | *Probabilidad de supervivencia* (4) | *Primer ajuste de la población de 1960* (5) | *Factor inicial de ajuste* (6) | *Primer ajuste de la población de 1955* (7) | *Población final ajustada* | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | | | *1955* (8) | *1960* (9) |
| 0-4 | 1 889.0 | 2 079.0 | 0.9599 | (2 079.0) | - | (1 889.0) | 1 962.0 | 2 160.0 |
| 5-9 | 1 570.0 | 1 928.0 | 0.9903 | 1 813.0 | 0.940 | 1 476.0 | 1 533.0 | 1 884.0 |
| 10-14 | 1 097.0 | 1 489.0 | 0.9907 | 1 462.0 | 0.982 | 1 077.0 | 1 118.0 | 1 519.0 |
| 15-19 | 1 094.0 | 1 059.0 | 0.9873 | 1 067.0 | 1.008 | 1 103.0 | 1 145.0 | 1 109.0 |
| 20-24 | 1 117.0 | 1 128.0 | 0.9846 | 1 089.0 | 0.965 | 1 078.0 | 1 119.0 | 1 132.0 |
| 25-29 | 1 027.0 | 1 177.0 | 0.9830 | 1 061.0 | 0.902 | 926.4 | 962.0 | 1 102.0 |
| 30-34 | 735.1 | 985.8 | 0.9813 | 910.7 | 0.924 | 679.2 | 705.3 | 946.3 |
| 35-39 | 528.5 | 693.8 | 0.9783 | 666.5 | 0.961 | 507.9 | 527.4 | 692.6 |
| 40-44 | 624.7 | 548.4 | 0.9741 | 496.9 | 0.906 | 566.0 | 587.7 | 516.3 |
| 45-49 | 475.6 | 500.0 | 0.9660 | 551.3 | 1.103 | 524.6 | 544.8 | 572.9 |
| 50-54 | 531.0 | 581.2 | 0.9523 | 506.8 | 0.872 | 463.0 | 480.8 | 526.6 |
| 55-59 | 310.4 | 369.4 | 0.9272 | 440.9 | 1.194 | 370.6 | 384.8 | 458.1 |
| 60-64 | 389.3 | 461.4 | 0.8829 | 343.6 | 0.745 | 290.0 | 301.1 | 357.0 |
| 65-69 | 173.7 | 213.8 | 0.8085 | 256.1 | 1.198 | 208.1 | 216.1 | 266.1 |
| 70-74 | 172.1 | 195.7 | 0.6936 | 168.3 | 0.860 | 148.0 | 153.7 | 174.9 |
| 75+ | 159.3 | 182.1 | 0.4414 | 167.2 | 0.918 | 146.2 | 151.8 | 173.6 |
| TOTAL | 11 893.7[a] | 13 591.6[a] | | 13 079.3 | | 11 453.0 | 11 892.5[a] | 13 590.4[a] |

[a] Las pequeñas diferencias se deben a redondeo.

## *Anexo VI*

# COCIENTES DE SUPERVIVENCIA DE ADULTOS A PARTIR DE LAS TABLAS DE VIDA MODELO DE COALE Y DEMENY PARA USAR CON ESTIMACIONES DE MORTALIDAD ADULTA OBTENIDAS DE DATOS SOBRE ORFANDAD

CUADRO 207. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA ADULTA FEMENINA DESDE LOS 25 AÑOS DE EDAD, *1(N)/1(25)*, PARA ANÁLISIS DE ORFANDAD MATERNA, MODELO NORTE

| | *Valores de la edad* N | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *35* | *40* | *45* | *50* | *55* | *60* | *65* | *70* | *75* | *80* |
| 1..... | 0.81612 | 0.71871 | 0.62830 | 0.54437 | 0.45942 | 0.36315 | 0.25809 | 0.15340 | 0.06707 | 0.01864 |
| 2..... | 0.83111 | 0.74044 | 0.65504 | 0.57466 | 0.49188 | 0.39682 | 0.29056 | 0.18104 | 0.08593 | 0.02756 |
| 3..... | 0.84472 | 0.76036 | 0.67979 | 0.60300 | 0.52267 | 0.42926 | 0.32265 | 0.20936 | 0.10641 | 0.03819 |
| 4..... | 0.85714 | 0.77870 | 0.70281 | 0.62961 | 0.55191 | 0.46055 | 0.35425 | 0.23817 | 0.12828 | 0.05052 |
| 5..... | 0.86855 | 0.79569 | 0.72431 | 0.65471 | 0.57976 | 0.49076 | 0.38536 | 0.26730 | 0.15137 | 0.06442 |
| 6..... | 0.87910 | 0.81147 | 0.74447 | 0.67844 | 0.60635 | 0.51999 | 0.41594 | 0.29668 | 0.17557 | 0.07981 |
| 7..... | 0.88887 | 0.82625 | 0.76346 | 0.70096 | 0.63178 | 0.54825 | 0.44601 | 0.32618 | 0.20069 | 0.09663 |
| 8..... | 0.89800 | 0.84012 | 0.78139 | 0.72237 | 0.65617 | 0.57560 | 0.47552 | 0.35573 | 0.22663 | 0.11477 |
| 9..... | 0.90653 | 0.85315 | 0.79836 | 0.74276 | 0.67954 | 0.60210 | 0.50447 | 0.38528 | 0.25327 | 0.13414 |
| 10..... | 0.91455 | 0.86546 | 0.81446 | 0.76223 | 0.70203 | 0.62779 | 0.53286 | 0.41475 | 0.28051 | 0.15464 |
| 11..... | 0.92207 | 0.87709 | 0.82977 | 0.78084 | 0.72363 | 0.65271 | 0.56070 | 0.44409 | 0.30822 | 0.17620 |
| 12..... | 0.92917 | 0.88810 | 0.84431 | 0.79862 | 0.74440 | 0.67682 | 0.58802 | 0.47333 | 0.33663 | 0.19919 |
| 13..... | 0.93527 | 0.89769 | 0.85694 | 0.81407 | 0.76244 | 0.69801 | 0.61211 | 0.49920 | 0.36171 | 0.21938 |
| 14..... | 0.94166 | 0.90754 | 0.86987 | 0.82966 | 0.78043 | 0.71864 | 0.63522 | 0.52386 | 0.38567 | 0.23892 |
| 15..... | 0.94781 | 0.91711 | 0.88255 | 0.84509 | 0.79842 | 0.73951 | 0.65892 | 0.54957 | 0.41115 | 0.26023 |
| 16..... | 0.95375 | 0.92641 | 0.89493 | 0.86032 | 0.81635 | 0.76054 | 0.68310 | 0.57623 | 0.43814 | 0.28335 |
| 17..... | 0.95946 | 0.93535 | 0.90699 | 0.87525 | 0.83412 | 0.78162 | 0.70764 | 0.60372 | 0.46653 | 0.30829 |
| 18..... | 0.96490 | 0.94394 | 0.91863 | 0.88983 | 0.85160 | 0.80259 | 0.73238 | 0.63188 | 0.49617 | 0.33499 |
| 19..... | 0.97009 | 0.95216 | 0.92986 | 0.90398 | 0.86876 | 0.82334 | 0.75718 | 0.66051 | 0.52691 | 0.36334 |
| 20..... | 0.97502 | 0.96000 | 0.94064 | 0.91768 | 0.88549 | 0.84378 | 0.78184 | 0.68941 | 0.55851 | 0.39317 |
| 21..... | 0.97968 | 0.96744 | 0.95095 | 0.93084 | 0.90170 | 0.86375 | 0.80623 | 0.71836 | 0.59074 | 0.42428 |
| 22..... | 0.98420 | 0.97468 | 0.96101 | 0.94371 | 0.91768 | 0.88312 | 0.82969 | 0.74631 | 0.62208 | 0.45512 |
| 23..... | 0.98914 | 0.98223 | 0.97177 | 0.95764 | 0.93548 | 0.90570 | 0.85843 | 0.78241 | 0.66514 | 0.50029 |
| 24..... | 0.99283 | 0.98819 | 0.98067 | 0.96993 | 0.95216 | 0.92794 | 0.88818 | 0.82177 | 0.71471 | 0.55547 |

CUADRO 208. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA ADULTA FEMENINA DESDE LOS 25 AÑOS DE EDAD, *1(N)/1(25)*, PARA ANÁLISIS DE ORFANDAD MATERNA, MODELO SUR

| | *Valores de la edad* N | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *35* | *40* | *45* | *50* | *55* | *60* | *65* | *70* | *75* | *80* |
| 1..... | 0.82910 | 0.74967 | 0.67704 | 0.60808 | 0.52828 | 0.43504 | 0.31330 | 0.18642 | 0.07832 | 0.01831 |
| 2..... | 0.84344 | 0.76962 | 0.70119 | 0.63539 | 0.55839 | 0.46719 | 0.34618 | 0.21582 | 0.09859 | 0.02718 |
| 3..... | 0.85653 | 0.78791 | 0.72357 | 0.66093 | 0.58682 | 0.49797 | 0.37832 | 0.24556 | 0.12034 | 0.03768 |
| 4..... | 0.86850 | 0.80483 | 0.74440 | 0.68488 | 0.61370 | 0.52745 | 0.40971 | 0.27550 | 0.14337 | 0.04978 |
| 5..... | 0.87960 | 0.82057 | 0.76391 | 0.70743 | 0.63929 | 0.55579 | 0.44042 | 0.30560 | 0.16753 | 0.06341 |
| 6..... | 0.88986 | 0.83526 | 0.78221 | 0.72877 | 0.66366 | 0.58306 | 0.47045 | 0.33572 | 0.19265 | 0.07850 |
| 7..... | 0.89943 | 0.84903 | 0.79948 | 0.74898 | 0.68690 | 0.60933 | 0.49980 | 0.36582 | 0.21859 | 0.09492 |
| 8..... | 0.90838 | 0.86199 | 0.81582 | 0.76821 | 0.70915 | 0.63469 | 0.52851 | 0.39583 | 0.24528 | 0.11262 |
| 9..... | 0.91680 | 0.87420 | 0.83132 | 0.78655 | 0.73050 | 0.65918 | 0.55659 | 0.42570 | 0.27259 | 0.13151 |
| 10..... | 0.92429 | 0.88516 | 0.84531 | 0.80322 | 0.75029 | 0.68222 | 0.58364 | 0.45507 | 0.29991 | 0.15108 |
| 11..... | 0.93208 | 0.89645 | 0.85952 | 0.81992 | 0.76957 | 0.70427 | 0.60894 | 0.48233 | 0.32554 | 0.16966 |
| 12..... | 0.93941 | 0.90715 | 0.87309 | 0.83602 | 0.78831 | 0.72597 | 0.63418 | 0.51005 | 0.35225 | 0.18969 |
| 13..... | 0.94630 | 0.91727 | 0.88605 | 0.85152 | 0.80653 | 0.74726 | 0.65930 | 0.53815 | 0.38000 | 0.21121 |
| 14..... | 0.95279 | 0.92687 | 0.89843 | 0.86642 | 0.82422 | 0.76814 | 0.68424 | 0.56652 | 0.40868 | 0.23416 |
| 15..... | 0.95890 | 0.93595 | 0.91022 | 0.88074 | 0.84136 | 0.78855 | 0.70895 | 0.59506 | 0.43820 | 0.25850 |
| 16..... | 0.96464 | 0.94456 | 0.92149 | 0.89449 | 0.85794 | 0.80848 | 0.73334 | 0.62370 | 0.46844 | 0.28417 |
| 17..... | 0.97007 | 0.95273 | 0.93223 | 0.90769 | 0.87398 | 0.82792 | 0.75738 | 0.65232 | 0.49929 | 0.31107 |
| 18..... | 0.97526 | 0.96055 | 0.94257 | 0.92048 | 0.88943 | 0.84673 | 0.78056 | 0.68022 | 0.53016 | 0.33879 |
| 19..... | 0.98016 | 0.96789 | 0.95234 | 0.93270 | 0.90451 | 0.86538 | 0.80422 | 0.70957 | 0.56385 | 0.37067 |
| 20..... | 0.98427 | 0.97429 | 0.96118 | 0.94415 | 0.91918 | 0.88416 | 0.82888 | 0.74129 | 0.60176 | 0.40831 |
| 21..... | 0.98793 | 0.98005 | 0.96928 | 0.95483 | 0.93315 | 0.90240 | 0.85332 | 0.77345 | 0.64172 | 0.44988 |
| 22..... | 0.99114 | 0.98514 | 0.97658 | 0.96467 | 0.94631 | 0.91994 | 0.87737 | 0.80622 | 0.68377 | 0.49584 |
| 23..... | 0.99383 | 0.98951 | 0.98298 | 0.97353 | 0.95849 | 0.93658 | 0.90078 | 0.83903 | 0.72782 | 0.54670 |
| 24..... | 0.99604 | 0.99312 | 0.98845 | 0.98132 | 0.96954 | 0.95213 | 0.92327 | 0.87164 | 0.77371 | 0.60306 |

CUADRO 209. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA ADULTA FEMENINA DESDE LOS 25 AÑOS DE EDAD, $1(N)/1(25)$, PARA ANÁLISIS DE ORFANDAD MATERNA, MODELO ESTE

| | *Valores de la edad* N | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *35* | *40* | *45* | *50* | *55* | *60* | *65* | *70* | *75* | *80* |
| 1..... | 0.83270 | 0.74996 | 0.67263 | 0.59814 | 0.51336 | 0.40987 | 0.28933 | 0.16797 | 0.07318 | 0.01991 |
| 2..... | 0.84595 | 0.76869 | 0.69563 | 0.62424 | 0.54201 | 0.44032 | 0.31950 | 0.19388 | 0.09051 | 0.02770 |
| 3..... | 0.85815 | 0.78606 | 0.71711 | 0.64883 | 0.56925 | 0.46970 | 0.34925 | 0.22028 | 0.10909 | 0.03678 |
| 4..... | 0.86942 | 0.80223 | 0.73726 | 0.67207 | 0.59527 | 0.49812 | 0.37857 | 0.24710 | 0.12884 | 0.04712 |
| 5..... | 0.87987 | 0.81736 | 0.75623 | 0.69411 | 0.62016 | 0.52563 | 0.40748 | 0.27423 | 0.14960 | 0.05864 |
| 6..... | 0.88964 | 0.83154 | 0.77415 | 0.71508 | 0.64399 | 0.55231 | 0.43596 | 0.30161 | 0.17127 | 0.07131 |
| 7..... | 0.89878 | 0.84492 | 0.79115 | 0.73507 | 0.66690 | 0.57817 | 0.46398 | 0.32913 | 0.19377 | 0.08510 |
| 8..... | 0.90739 | 0.85757 | 0.80730 | 0.75418 | 0.68894 | 0.60329 | 0.49155 | 0.35676 | 0.21699 | 0.09991 |
| 9..... | 0.91548 | 0.86954 | 0.82268 | 0.77245 | 0.71016 | 0.62770 | 0.51867 | 0.38442 | 0.24085 | 0.11570 |
| 10..... | 0.92314 | 0.88091 | 0.83735 | 0.78996 | 0.73063 | 0.65142 | 0.54535 | 0.41210 | 0.26529 | 0.13243 |
| 11..... | 0.92986 | 0.89103 | 0.85052 | 0.80575 | 0.74911 | 0.67302 | 0.56987 | 0.43781 | 0.28830 | 0.14857 |
| 12..... | 0.93693 | 0.90141 | 0.86372 | 0.82132 | 0.76708 | 0.69367 | 0.59302 | 0.46193 | 0.30989 | 0.16377 |
| 13..... | 0.94367 | 0.91138 | 0.87655 | 0.83659 | 0.78489 | 0.71439 | 0.61658 | 0.48693 | 0.33277 | 0.18031 |
| 14..... | 0.95007 | 0.92095 | 0.88896 | 0.85151 | 0.80248 | 0.73510 | 0.64047 | 0.51274 | 0.35693 | 0.19830 |
| 15..... | 0.95618 | 0.93012 | 0.90096 | 0.86609 | 0.81983 | 0.75575 | 0.66464 | 0.53929 | 0.38236 | 0.21772 |
| 16..... | 0.96196 | 0.93891 | 0.91255 | 0.88027 | 0.83688 | 0.77630 | 0.68900 | 0.56652 | 0.40898 | 0.23864 |
| 17..... | 0.96746 | 0.94730 | 0.92372 | 0.89407 | 0.85363 | 0.79665 | 0.71345 | 0.59431 | 0.43672 | 0.26102 |
| 18..... | 0.97268 | 0.95532 | 0.93447 | 0.90745 | 0.86998 | 0.81674 | 0.73787 | 0.62250 | 0.46544 | 0.28478 |
| 19..... | 0.97762 | 0.96297 | 0.94478 | 0.92037 | 0.88591 | 0.83648 | 0.76215 | 0.65096 | 0.49499 | 0.30984 |
| 20..... | 0.98232 | 0.97027 | 0.95468 | 0.93283 | 0.90140 | 0.85584 | 0.78619 | 0.67953 | 0.52520 | 0.33609 |
| 21..... | 0.98679 | 0.97718 | 0.96415 | 0.94512 | 0.91709 | 0.87599 | 0.81200 | 0.71142 | 0.56060 | 0.36845 |
| 22..... | 0.99050 | 0.98325 | 0.97296 | 0.95711 | 0.93317 | 0.89753 | 0.84085 | 0.74877 | 0.60424 | 0.41078 |
| 23..... | 0.99368 | 0.98857 | 0.98088 | 0.96827 | 0.94861 | 0.91890 | 0.87039 | 0.78848 | 0.65292 | 0.46070 |
| 24..... | 0.99623 | 0.99296 | 0.98766 | 0.97829 | 0.96308 | 0.93962 | 0.90016 | 0.83034 | 0.70712 | 0.52007 |

CUADRO 210. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA ADULTA FEMENINA DESDE LOS 25 AÑOS DE EDAD, $1(N)/1(25)$, PARA ANÁLISIS DE ORFANDAD MATERNA, MODELO OESTE

| | *Valores de la edad* N | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *35* | *40* | *45* | *50* | *55* | *60* | *65* | *70* | *75* | *80* |
| 1..... | 0.79384 | 0.69402 | 0.60153 | 0.51694 | 0.42457 | 0.33044 | 0.22690 | 0.13699 | 0.06459 | 0.02138 |
| 2..... | 0.81082 | 0.71760 | 0.62994 | 0.54835 | 0.45786 | 0.36375 | 0.25783 | 0.16222 | 0.08138 | 0.02955 |
| 3..... | 0.82626 | 0.73928 | 0.65638 | 0.57791 | 0.48967 | 0.39616 | 0.28872 | 0.18823 | 0.09959 | 0.03907 |
| 4..... | 0.84043 | 0.75936 | 0.68111 | 0.60588 | 0.52015 | 0.42769 | 0.31945 | 0.21490 | 0.11900 | 0.04984 |
| 5..... | 0.85352 | 0.77805 | 0.70434 | 0.63240 | 0.54940 | 0.45839 | 0.34997 | 0.24207 | 0.13954 | 0.06181 |
| 6..... | 0.86563 | 0.79552 | 0.72623 | 0.65762 | 0.57751 | 0.48827 | 0.38024 | 0.26964 | 0.16106 | 0.07492 |
| 7..... | 0.87690 | 0.81191 | 0.74692 | 0.68165 | 0.60455 | 0.51736 | 0.41020 | 0.29752 | 0.18346 | 0.08913 |
| 8..... | 0.88745 | 0.82734 | 0.76655 | 0.70460 | 0.63061 | 0.54570 | 0.43983 | 0.32560 | 0.20660 | 0.10432 |
| 9..... | 0.89735 | 0.84190 | 0.78520 | 0.72656 | 0.65577 | 0.57331 | 0.46909 | 0.35383 | 0.23044 | 0.12048 |
| 10..... | 0.90666 | 0.85569 | 0.80297 | 0.74762 | 0.68005 | 0.60023 | 0.49800 | 0.38215 | 0.25486 | 0.13750 |
| 11..... | 0.91544 | 0.86875 | 0.81991 | 0.76781 | 0.70351 | 0.62645 | 0.52648 | 0.41049 | 0.27978 | 0.15534 |
| 12..... | 0.92375 | 0.88118 | 0.83611 | 0.78721 | 0.72621 | 0.65202 | 0.55458 | 0.43881 | 0.30515 | 0.17393 |
| 13..... | 0.93149 | 0.89282 | 0.85136 | 0.80560 | 0.74785 | 0.67657 | 0.58183 | 0.46663 | 0.33049 | 0.19291 |
| 14..... | 0.93786 | 0.90263 | 0.86444 | 0.82145 | 0.76668 | 0.69805 | 0.60583 | 0.49114 | 0.35284 | 0.20984 |
| 15..... | 0.94544 | 0.91391 | 0.87900 | 0.83878 | 0.78685 | 0.72080 | 0.63099 | 0.51689 | 0.37650 | 0.22785 |
| 16..... | 0.95264 | 0.92469 | 0.89311 | 0.85577 | 0.80690 | 0.74369 | 0.65668 | 0.54364 | 0.40157 | 0.24737 |
| 17..... | 0.95946 | 0.93501 | 0.90674 | 0.87239 | 0.82672 | 0.76661 | 0.68281 | 0.57128 | 0.42799 | 0.26841 |
| 18..... | 0.96590 | 0.94486 | 0.91988 | 0.88856 | 0.84625 | 0.78948 | 0.70924 | 0.59971 | 0.45568 | 0.29097 |
| 19..... | 0.97197 | 0.95421 | 0.93250 | 0.90426 | 0.86540 | 0.81216 | 0.73583 | 0.62875 | 0.48451 | 0.31497 |
| 20..... | 0.97771 | 0.96311 | 0.94458 | 0.91943 | 0.88409 | 0.83455 | 0.76241 | 0.65823 | 0.51432 | 0.34034 |
| 21..... | 0.98342 | 0.97202 | 0.95668 | 0.93473 | 0.90304 | 0.85751 | 0.78990 | 0.68927 | 0.54638 | 0.36826 |
| 22..... | 0.98853 | 0.98006 | 0.96806 | 0.94985 | 0.92278 | 0.88265 | 0.82172 | 0.72730 | 0.58822 | 0.40722 |
| 23..... | 0.99266 | 0.98689 | 0.97815 | 0.96389 | 0.94190 | 0.90800 | 0.85511 | 0.76895 | 0.63615 | 0.45408 |
| 24..... | 0.99593 | 0.99245 | 0.98673 | 0.97644 | 0.95983 | 0.93291 | 0.88949 | 0.81411 | 0.69119 | 0.51140 |

CUADRO 211. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA ADULTA MASCULINA DESDE LOS 32,5 AÑOS DE EDAD, $1(N)/1(32,5)$, PARA ANÁLISIS DE ORFANDAD PATERNA, MODELO NORTE

| | *Valores de la edad* N | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *40* | *45* | *50* | *55* | *60* | *65* | *70* | *75* | *80* |
| 1..... | 0.82948 | 0.70925 | 0.58760 | 0.46889 | 0.34853 | 0.23327 | 0.13069 | 0.05058 | 0.01068 |
| 2..... | 0.84321 | 0.73109 | 0.61589 | 0.50103 | 0.38221 | 0.26486 | 0.15625 | 0.06666 | 0.01717 |
| 3..... | 0.85562 | 0.75098 | 0.64203 | 0.53129 | 0.41459 | 0.29612 | 0.18259 | 0.08441 | 0.02522 |
| 4..... | 0.86686 | 0.76926 | 0.66640 | 0.55988 | 0.44576 | 0.32699 | 0.20954 | 0.10360 | 0.03486 |
| 5..... | 0.87717 | 0.78618 | 0.68921 | 0.58696 | 0.47584 | 0.35739 | 0.23693 | 0.12412 | 0.04601 |
| 6..... | 0.88666 | 0.80191 | 0.71060 | 0.61274 | 0.50486 | 0.38735 | 0.26462 | 0.14578 | 0.05860 |
| 7..... | 0.89545 | 0.81657 | 0.73078 | 0.63727 | 0.53289 | 0.41682 | 0.29253 | 0.16844 | 0.07261 |
| 8..... | 0.90363 | 0.83032 | 0.74982 | 0.66068 | 0.55999 | 0.44575 | 0.32055 | 0.19198 | 0.08791 |
| 9..... | 0.91124 | 0.84322 | 0.76788 | 0.68305 | 0.58619 | 0.47414 | 0.34863 | 0.21632 | 0.10447 |
| 10..... | 0.91838 | 0.85538 | 0.78500 | 0.70449 | 0.61155 | 0.50202 | 0.37669 | 0.24130 | 0.12218 |
| 11..... | 0.92506 | 0.86686 | 0.80129 | 0.72502 | 0.63609 | 0.52934 | 0.40468 | 0.26684 | 0.14096 |
| 12..... | 0.93136 | 0.87771 | 0.81679 | 0.74479 | 0.66032 | 0.55679 | 0.43331 | 0.29371 | 0.16151 |
| 13..... | 0.93662 | 0.88696 | 0.83032 | 0.76206 | 0.68116 | 0.58026 | 0.45775 | 0.31666 | 0.17917 |
| 14..... | 0.94181 | 0.89586 | 0.84289 | 0.77786 | 0.70016 | 0.60165 | 0.48018 | 0.33805 | 0.19597 |
| 15..... | 0.94693 | 0.90470 | 0.85548 | 0.79388 | 0.71959 | 0.62370 | 0.50380 | 0.36100 | 0.21448 |
| 16..... | 0.95198 | 0.91347 | 0.86806 | 0.81004 | 0.73942 | 0.64675 | 0.52857 | 0.38554 | 0.23479 |
| 17..... | 0.95691 | 0.92209 | 0.88055 | 0.82624 | 0.75951 | 0.67026 | 0.55436 | 0.41161 | 0.25691 |
| 18..... | 0.96171 | 0.93054 | 0.89288 | 0.84238 | 0.77973 | 0.69423 | 0.58104 | 0.43910 | 0.28085 |
| 19..... | 0.96635 | 0.93875 | 0.90495 | 0.85835 | 0.79993 | 0.71846 | 0.60842 | 0.46786 | 0.30651 |
| 20..... | 0.97082 | 0.94669 | 0.91671 | 0.87405 | 0.81999 | 0.74277 | 0.63630 | 0.49768 | 0.33376 |
| 21..... | 0.97509 | 0.95433 | 0.92810 | 0.88938 | 0.83975 | 0.76702 | 0.66445 | 0.52834 | 0.36244 |
| 22..... | 0.97927 | 0.96177 | 0.93874 | 0.90343 | 0.85754 | 0.78883 | 0.69009 | 0.55677 | 0.38987 |
| 23..... | 0.98403 | 0.97002 | 0.95106 | 0.92065 | 0.88050 | 0.81840 | 0.72651 | 0.59915 | 0.43289 |
| 24..... | 0.98840 | 0.97800 | 0.96343 | 0.93865 | 0.90526 | 0.85142 | 0.76876 | 0.65043 | 0.48761 |

CUADRO 212. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA ADULTA MASCULINA DESDE LOS 32,5 AÑOS DE EDAD, $1(N)/1(32,5)$, PARA ANÁLISIS DE ORFANDAD PATERNA, MODELO SUR

| | *Valores de la edad* N | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *40* | *45* | *50* | *55* | *60* | *65* | *70* | *75* | *80* |
| 1..... | 0.86716 | 0.77288 | 0.67577 | 0.57020 | 0.45506 | 0.32438 | 0.19543 | 0.08695 | 0.02362 |
| 2..... | 0.87767 | 0.78957 | 0.69760 | 0.59599 | 0.48333 | 0.35315 | 0.22101 | 0.10483 | 0.03185 |
| 3..... | 0.88715 | 0.80481 | 0.71769 | 0.62005 | 0.51007 | 0.38089 | 0.24640 | 0.12342 | 0.04105 |
| 4..... | 0.89585 | 0.81883 | 0.73636 | 0.64261 | 0.53546 | 0.40770 | 0.27155 | 0.14257 | 0.05120 |
| 5..... | 0.90383 | 0.83182 | 0.75377 | 0.66383 | 0.55964 | 0.43363 | 0.29644 | 0.16223 | 0.06215 |
| 6..... | 0.91120 | 0.84390 | 0.77008 | 0.68388 | 0.58268 | 0.45870 | 0.32103 | 0.18224 | 0.07390 |
| 7..... | 0.91805 | 0.85519 | 0.78542 | 0.70287 | 0.60471 | 0.48298 | 0.34531 | 0.20256 | 0.08631 |
| 8..... | 0.92442 | 0.86577 | 0.79987 | 0.72093 | 0.62581 | 0.50653 | 0.36924 | 0.22310 | 0.09935 |
| 9..... | 0.93042 | 0.87573 | 0.81356 | 0.73810 | 0.64609 | 0.52938 | 0.39280 | 0.24384 | 0.11296 |
| 10..... | 0.93546 | 0.88419 | 0.82525 | 0.75298 | 0.66384 | 0.54963 | 0.41394 | 0.26271 | 0.12571 |
| 11..... | 0.94036 | 0.89234 | 0.83652 | 0.76727 | 0.68078 | 0.56898 | 0.43431 | 0.28106 | 0.13828 |
| 12..... | 0.94557 | 0.90102 | 0.84843 | 0.78217 | 0.69841 | 0.58911 | 0.45563 | 0.30063 | 0.15198 |
| 13..... | 0.95055 | 0.90939 | 0.86000 | 0.79680 | 0.71589 | 0.60931 | 0.47735 | 0.32098 | 0.16661 |
| 14..... | 0.95528 | 0.91741 | 0.87123 | 0.81112 | 0.73316 | 0.62951 | 0.49940 | 0.34206 | 0.18217 |
| 15..... | 0.95979 | 0.92511 | 0.88207 | 0.82509 | 0.75018 | 0.64968 | 0.52172 | 0.36379 | 0.19862 |
| 16..... | 0.96408 | 0.93250 | 0.89255 | 0.83870 | 0.76693 | 0.66972 | 0.54421 | 0.38607 | 0.21592 |
| 17..... | 0.96816 | 0.93956 | 0.90264 | 0.85193 | 0.78336 | 0.68958 | 0.56678 | 0.40886 | 0.23401 |
| 18..... | 0.97208 | 0.94637 | 0.91245 | 0.86486 | 0.79956 | 0.70937 | 0.58955 | 0.43223 | 0.25300 |
| 19..... | 0.97687 | 0.95479 | 0.92454 | 0.88076 | 0.81932 | 0.73360 | 0.61794 | 0.46226 | 0.27824 |
| 20..... | 0.98077 | 0.96180 | 0.93505 | 0.89523 | 0.83824 | 0.75777 | 0.64724 | 0.49447 | 0.30671 |
| 21..... | 0.98437 | 0.96843 | 0.94520 | 0.90954 | 0.85737 | 0.78276 | 0.67824 | 0.52955 | 0.33892 |
| 22..... | 0.98770 | 0.97469 | 0.95500 | 0.92368 | 0.87673 | 0.80862 | 0.71119 | 0.56804 | 0.37583 |
| 23..... | 0.99074 | 0.98050 | 0.96434 | 0.93755 | 0.89624 | 0.83537 | 0.74621 | 0.61046 | 0.41846 |
| 24..... | 0.99344 | 0.98580 | 0.97310 | 0.95098 | 0.91575 | 0.86291 | 0.78342 | 0.65734 | 0.46815 |

CUADRO 247. VALORES DEL MODELO SUR PARA LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO, *l(x)*, HASTA EDADES DE 1 A 15 AÑOS, AMBOS SEXOS COMBINADOS: ÍNDICE DE MASCULINIDAD AL NACER DE 1,04

| | *Probabilidad de supervivencia,* l(x) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l*(1) | *l*(2) | *l*(3) | *l*(4) | *l*(5) | *l*(10) | *l*(15) |
| 1 | 0.67844 | 0.54727 | 0.48683 | 0.45468 | 0.43666 | 0.39953 | 0.38231 |
| 2 | 0.70188 | 0.57842 | 0.52152 | 0.49126 | 0.47431 | 0.43769 | 0.42050 |
| 3 | 0.72305 | 0.60724 | 0.55388 | 0.52550 | 0.50959 | 0.47388 | 0.45690 |
| 4 | 0.74233 | 0.63408 | 0.58419 | 0.55765 | 0.54279 | 0.50825 | 0.49165 |
| 5 | 0.76001 | 0.65916 | 0.61269 | 0.58797 | 0.57412 | 0.54100 | 0.52488 |
| 6 | 0.77632 | 0.68272 | 0.63958 | 0.61663 | 0.60378 | 0.57224 | 0.55672 |
| 7 | 0.79143 | 0.70489 | 0.66501 | 0.64380 | 0.63191 | 0.60211 | 0.58726 |
| 8 | 0.80549 | 0.72583 | 0.68913 | 0.66960 | 0.65866 | 0.63070 | 0.61660 |
| 9 | 0.81863 | 0.74567 | 0.71205 | 0.69416 | 0.68414 | 0.65811 | 0.64481 |
| 10 | 0.83074 | 0.76414 | 0.73345 | 0.71712 | 0.70798 | 0.68427 | 0.67183 |
| 11 | 0.84141 | 0.78181 | 0.75434 | 0.73972 | 0.73154 | 0.71004 | 0.69852 |
| 12 | 0.85182 | 0.79881 | 0.77439 | 0.76139 | 0.75411 | 0.73478 | 0.72420 |
| 13 | 0.86197 | 0.81518 | 0.79362 | 0.78215 | 0.77573 | 0.75853 | 0.74890 |
| 14 | 0.87184 | 0.83094 | 0.81209 | 0.80206 | 0.79645 | 0.78135 | 0.77268 |
| 15 | 0.88141 | 0.84610 | 0.82983 | 0.82117 | 0.81632 | 0.80326 | 0.79556 |
| 16 | 0.89068 | 0.86067 | 0.84684 | 0.83949 | 0.83537 | 0.82432 | 0.81757 |
| 17 | 0.89963 | 0.87475 | 0.86325 | 0.85711 | 0.85364 | 0.84456 | 0.83876 |
| 18 | 0.90832 | 0.88848 | 0.87920 | 0.87419 | 0.87131 | 0.86414 | 0.85930 |
| 19 | 0.91824 | 0.90335 | 0.89620 | 0.89225 | 0.88991 | 0.88424 | 0.88025 |
| 20 | 0.92786 | 0.91659 | 0.91104 | 0.90792 | 0.90601 | 0.90165 | 0.89844 |
| 21 | 0.93745 | 0.92924 | 0.92509 | 0.92271 | 0.92122 | 0.91800 | 0.91550 |
| 22 | 0.94697 | 0.94128 | 0.93833 | 0.93660 | 0.93550 | 0.93325 | 0.93137 |
| 23 | 0.95638 | 0.95268 | 0.95072 | 0.94954 | 0.94878 | 0.94731 | 0.94598 |
| 24 | 0.96558 | 0.96339 | 0.96219 | 0.96146 | 0.96098 | 0.96010 | 0.95924 |

CUADRO 248. VALORES DEL MODELO SUR PARA LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO, *l(x)*, HASTA EDADES DE 1 A 15 AÑOS, AMBOS SEXOS COMBINADOS: ÍNDICE DE MASCULINIDAD AL NACER DE 1,05

| | *Probabilidad de supervivencia,* l(x) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l*(1) | *l*(2) | *l*(3) | *l*(4) | *l*(5) | *l*(10) | *l*(15) |
| 1 | 0.67837 | 0.54723 | 0.48680 | 0.45466 | 0.43665 | 0.39953 | 0.38232 |
| 2 | 0.70181 | 0.57838 | 0.52150 | 0.49124 | 0.47429 | 0.43769 | 0.42051 |
| 3 | 0.72299 | 0.60721 | 0.55385 | 0.52548 | 0.50957 | 0.47387 | 0.45690 |
| 4 | 0.74227 | 0.63404 | 0.58416 | 0.55763 | 0.54277 | 0.50825 | 0.49164 |
| 5 | 0.75995 | 0.65913 | 0.61266 | 0.58795 | 0.57410 | 0.54099 | 0.52487 |
| 6 | 0.77627 | 0.68268 | 0.63955 | 0.61661 | 0.60376 | 0.57222 | 0.55671 |
| 7 | 0.79138 | 0.70485 | 0.66498 | 0.64377 | 0.63188 | 0.60209 | 0.58725 |
| 8 | 0.80545 | 0.72580 | 0.68910 | 0.66957 | 0.65864 | 0.63068 | 0.61658 |
| 9 | 0.81859 | 0.74564 | 0.71201 | 0.69413 | 0.68411 | 0.65809 | 0.64479 |
| 10 | 0.83070 | 0.76411 | 0.73342 | 0.71708 | 0.70794 | 0.68425 | 0.67180 |
| 11 | 0.84137 | 0.78177 | 0.75430 | 0.73969 | 0.73150 | 0.71001 | 0.69849 |
| 12 | 0.85178 | 0.79878 | 0.77435 | 0.76135 | 0.75408 | 0.73475 | 0.72417 |
| 13 | 0.86194 | 0.81515 | 0.79359 | 0.78212 | 0.77570 | 0.75850 | 0.74888 |
| 14 | 0.87181 | 0.83091 | 0.81206 | 0.80203 | 0.79642 | 0.78132 | 0.77265 |
| 15 | 0.88138 | 0.84607 | 0.82980 | 0.82114 | 0.81629 | 0.80323 | 0.79553 |
| 16 | 0.89065 | 0.86064 | 0.84681 | 0.83946 | 0.83533 | 0.82429 | 0.81754 |
| 17 | 0.89960 | 0.87473 | 0.86322 | 0.85708 | 0.85361 | 0.84452 | 0.83873 |
| 18 | 0.90829 | 0.88845 | 0.87917 | 0.87416 | 0.87128 | 0.86410 | 0.85926 |
| 19 | 0.91822 | 0.90333 | 0.89618 | 0.89223 | 0.88989 | 0.88422 | 0.88022 |
| 20 | 0.92784 | 0.91657 | 0.91102 | 0.90790 | 0.90599 | 0.90163 | 0.89841 |
| 21 | 0.93743 | 0.92922 | 0.92507 | 0.92269 | 0.92120 | 0.91798 | 0.91548 |
| 22 | 0.94696 | 0.94127 | 0.93831 | 0.93659 | 0.93548 | 0.93323 | 0.93135 |
| 23 | 0.95637 | 0.95267 | 0.95071 | 0.94953 | 0.94876 | 0.94729 | 0.94596 |
| 24 | 0.96557 | 0.96338 | 0.96218 | 0.96145 | 0.96097 | 0.96009 | 0.95923 |

CUADRO 245. VALORES DEL MODELO SUR PARA LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO, *l(x)*, HASTA EDADES DE 1 A 15 AÑOS, AMBOS SEXOS COMBINADOS: ÍNDICE DE MASCULINIDAD AL NACER DE 1,02

| | *Probabilidad de supervivencia,* l(x) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l*(1) | *l*(2) | *l*(3) | *l*(4) | *l*(5) | *l*(10) | *l*(15) |
| 1 | 0.67858 | 0.54735 | 0.48688 | 0.45472 | 0.43669 | 0.39953 | 0.38229 |
| 2 | 0.70201 | 0.57849 | 0.52157 | 0.49130 | 0.47434 | 0.43770 | 0.42049 |
| 3 | 0.72317 | 0.60732 | 0.55393 | 0.52554 | 0.50963 | 0.47389 | 0.45689 |
| 4 | 0.74244 | 0.63415 | 0.58424 | 0.55770 | 0.54283 | 0.50827 | 0.49165 |
| 5 | 0.76011 | 0.65924 | 0.61275 | 0.58802 | 0.57417 | 0.54102 | 0.52489 |
| 6 | 0.77642 | 0.68279 | 0.63964 | 0.61669 | 0.60383 | 0.57227 | 0.55673 |
| 7 | 0.79152 | 0.70496 | 0.66507 | 0.64385 | 0.63196 | 0.60214 | 0.58728 |
| 8 | 0.80558 | 0.72590 | 0.68919 | 0.66966 | 0.65872 | 0.63074 | 0.61663 |
| 9 | 0.81872 | 0.74574 | 0.71211 | 0.69422 | 0.68420 | 0.65815 | 0.64484 |
| 10 | 0.83083 | 0.76422 | 0.73352 | 0.71719 | 0.70804 | 0.68433 | 0.67188 |
| 11 | 0.84149 | 0.78188 | 0.75441 | 0.73979 | 0.73160 | 0.71010 | 0.69857 |
| 12 | 0.85189 | 0.79888 | 0.77445 | 0.76145 | 0.75417 | 0.73484 | 0.72425 |
| 13 | 0.86204 | 0.81525 | 0.79369 | 0.78222 | 0.77579 | 0.75860 | 0.74896 |
| 14 | 0.87190 | 0.83101 | 0.81216 | 0.80213 | 0.79651 | 0.78141 | 0.77275 |
| 15 | 0.88147 | 0.84616 | 0.82989 | 0.82123 | 0.81638 | 0.80333 | 0.79563 |
| 16 | 0.89074 | 0.86073 | 0.84691 | 0.83955 | 0.83543 | 0.82439 | 0.81764 |
| 17 | 0.89968 | 0.87481 | 0.86331 | 0.85717 | 0.85370 | 0.84463 | 0.83883 |
| 18 | 0.90837 | 0.88854 | 0.87926 | 0.87426 | 0.87138 | 0.86421 | 0.85937 |
| 19 | 0.91829 | 0.90339 | 0.89624 | 0.89230 | 0.88996 | 0.88429 | 0.88030 |
| 20 | 0.92790 | 0.91663 | 0.91108 | 0.90796 | 0.90605 | 0.90170 | 0.89848 |
| 21 | 0.93748 | 0.92927 | 0.92512 | 0.92274 | 0.92125 | 0.91804 | 0.91554 |
| 22 | 0.94700 | 0.94131 | 0.93836 | 0.93663 | 0.93553 | 0.93328 | 0.93141 |
| 23 | 0.95640 | 0.95271 | 0.95074 | 0.94957 | 0.94880 | 0.94734 | 0.94601 |
| 24 | 0.96560 | 0.96341 | 0.96221 | 0.96148 | 0.96100 | 0.96013 | 0.95926 |

CUADRO 246. VALORES DEL MODELO SUR PARA LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO, *l(x)*, HASTA EDADES DE 1 A 15 AÑOS, AMBOS SEXOS COMBINADOS: ÍNDICE DE MASCULINIDAD AL NACER DE 1,03

| | *Probabilidad de supervivencia,* l(x) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l*(1) | *l*(2) | *l*(3) | *l*(4) | *l*(5) | *l*(10) | *l*(15) |
| 1 | 0.67851 | 0.54731 | 0.48685 | 0.45470 | 0.43667 | 0.39953 | 0.38230 |
| 2 | 0.70194 | 0.57846 | 0.52155 | 0.49128 | 0.47432 | 0.43770 | 0.42050 |
| 3 | 0.72311 | 0.60728 | 0.55390 | 0.52552 | 0.50961 | 0.47388 | 0.45690 |
| 4 | 0.74239 | 0.63411 | 0.58422 | 0.55767 | 0.54281 | 0.50826 | 0.49165 |
| 5 | 0.76006 | 0.65920 | 0.61272 | 0.58799 | 0.57414 | 0.54101 | 0.52488 |
| 6 | 0.77637 | 0.68275 | 0.63961 | 0.61666 | 0.60380 | 0.57225 | 0.55673 |
| 7 | 0.79147 | 0.70492 | 0.66504 | 0.64383 | 0.63193 | 0.60213 | 0.58727 |
| 8 | 0.80554 | 0.72587 | 0.68916 | 0.66963 | 0.65869 | 0.63072 | 0.61661 |
| 9 | 0.81867 | 0.74570 | 0.71208 | 0.69419 | 0.68417 | 0.65813 | 0.64483 |
| 10 | 0.83079 | 0.76418 | 0.73349 | 0.71715 | 0.70801 | 0.68430 | 0.67185 |
| 11 | 0.84145 | 0.78184 | 0.75437 | 0.73976 | 0.73157 | 0.71007 | 0.69855 |
| 12 | 0.85185 | 0.79885 | 0.77442 | 0.76142 | 0.75414 | 0.73481 | 0.72422 |
| 13 | 0.86200 | 0.81521 | 0.79365 | 0.78218 | 0.77576 | 0.75856 | 0.74893 |
| 14 | 0.87187 | 0.83098 | 0.81213 | 0.80210 | 0.79648 | 0.78138 | 0.77271 |
| 15 | 0.88144 | 0.84613 | 0.82986 | 0.82120 | 0.81635 | 0.80329 | 0.79560 |
| 16 | 0.89071 | 0.86070 | 0.84688 | 0.83952 | 0.83540 | 0.82436 | 0.81761 |
| 17 | 0.89965 | 0.87478 | 0.86328 | 0.85714 | 0.85367 | 0.84459 | 0.83880 |
| 18 | 0.90834 | 0.88851 | 0.87923 | 0.87422 | 0.87134 | 0.86417 | 0.85934 |
| 19 | 0.91826 | 0.90337 | 0.89622 | 0.89228 | 0.88993 | 0.88427 | 0.88027 |
| 20 | 0.92788 | 0.91661 | 0.91106 | 0.90794 | 0.90603 | 0.90168 | 0.89846 |
| 21 | 0.93747 | 0.92926 | 0.92511 | 0.92272 | 0.92123 | 0.91802 | 0.91552 |
| 22 | 0.94699 | 0.94130 | 0.93834 | 0.93662 | 0.93551 | 0.93327 | 0.93139 |
| 23 | 0.95639 | 0.95270 | 0.95073 | 0.94955 | 0.94879 | 0.94732 | 0.94600 |
| 24 | 0.96559 | 0.96340 | 0.96220 | 0.96147 | 0.96099 | 0.96011 | 0.95925 |

CUADRO 243. VALORES DEL MODELO NORTE PARA LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO, *l(x)*, HASTA EDADES DE 1 A 15 AÑOS, AMBOS SEXOS COMBINADOS: ÍNDICE DE MASCULINIDAD AL NACER DE 1,06

| | *Probabilidad de supervivencia,* l(x) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l*(1) | *l*(2) | *l*(3) | *l*(4) | *l*(5) | *l*(10) | *l*(15) |
| 1..... | 0.65380 | 0.57173 | 0.52152 | 0.48392 | 0.45534 | 0.39709 | 0.37096 |
| 2..... | 0.68368 | 0.60569 | 0.55798 | 0.52224 | 0.49509 | 0.43749 | 0.41127 |
| 3..... | 0.71051 | 0.63676 | 0.59165 | 0.55786 | 0.53219 | 0.47583 | 0.44981 |
| 4..... | 0.73481 | 0.66539 | 0.62292 | 0.59111 | 0.56694 | 0.51226 | 0.48669 |
| 5..... | 0.75699 | 0.69191 | 0.65209 | 0.62227 | 0.59961 | 0.54696 | 0.52203 |
| 6..... | 0.77735 | 0.71659 | 0.67942 | 0.65158 | 0.63043 | 0.58005 | 0.55593 |
| 7..... | 0.79615 | 0.73966 | 0.70510 | 0.67922 | 0.65955 | 0.61166 | 0.58849 |
| 8..... | 0.81358 | 0.76129 | 0.72931 | 0.70535 | 0.68715 | 0.64191 | 0.61978 |
| 9..... | 0.82981 | 0.78164 | 0.75218 | 0.73012 | 0.71335 | 0.67089 | 0.64989 |
| 10..... | 0.84497 | 0.80084 | 0.77384 | 0.75363 | 0.73827 | 0.69867 | 0.67888 |
| 11..... | 0.85918 | 0.81899 | 0.79441 | 0.77600 | 0.76201 | 0.72534 | 0.70681 |
| 12..... | 0.87250 | 0.83615 | 0.81392 | 0.79726 | 0.78461 | 0.75092 | 0.73369 |
| 13..... | 0.88492 | 0.85294 | 0.83337 | 0.81872 | 0.80759 | 0.77724 | 0.76133 |
| 14..... | 0.89609 | 0.86837 | 0.85134 | 0.83856 | 0.82881 | 0.80180 | 0.78731 |
| 15..... | 0.90695 | 0.88325 | 0.86856 | 0.85748 | 0.84899 | 0.82520 | 0.81216 |
| 16..... | 0.91747 | 0.89781 | 0.88522 | 0.87560 | 0.86814 | 0.84746 | 0.83587 |
| 17..... | 0.92761 | 0.91159 | 0.90097 | 0.89275 | 0.88629 | 0.86864 | 0.85848 |
| 18..... | 0.93734 | 0.92457 | 0.91582 | 0.90896 | 0.90351 | 0.88875 | 0.88004 |
| 19..... | 0.94666 | 0.93680 | 0.92982 | 0.92428 | 0.91984 | 0.90788 | 0.90058 |
| 20..... | 0.95553 | 0.94830 | 0.94301 | 0.93877 | 0.93535 | 0.92609 | 0.92016 |
| 21..... | 0.96395 | 0.95911 | 0.95546 | 0.95250 | 0.95008 | 0.94343 | 0.93886 |
| 22..... | 0.97192 | 0.96930 | 0.96727 | 0.96559 | 0.96423 | 0.96012 | 0.95687 |
| 23..... | 0.97904 | 0.97751 | 0.97629 | 0.97527 | 0.97443 | 0.97177 | 0.96965 |
| 24..... | 0.98582 | 0.98505 | 0.98441 | 0.98388 | 0.98344 | 0.98195 | 0.98059 |

CUADRO 244. VALORES DEL MODELO NORTE PARA LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO, *l(x)*, HASTA EDADES DE 1 A 15 AÑOS, AMBOS SEXOS COMBINADOS: ÍNDICE DE MASCULINIDAD AL NACER DE 1,07

| | *Probabilidad de supervivencia,* l(x) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l*(1) | *l*(2) | *l*(3) | *l*(4) | *l*(5) | *l*(10) | *l*(15) |
| 1..... | 0.65368 | 0.57162 | 0.52141 | 0.48381 | 0.45524 | 0.39700 | 0.37087 |
| 2..... | 0.68357 | 0.60558 | 0.55787 | 0.52214 | 0.49499 | 0.43741 | 0.41119 |
| 3..... | 0.71041 | 0.63666 | 0.59155 | 0.55776 | 0.53209 | 0.47575 | 0.44973 |
| 4..... | 0.73472 | 0.66530 | 0.62282 | 0.59102 | 0.56685 | 0.51218 | 0.48662 |
| 5..... | 0.75690 | 0.69182 | 0.65201 | 0.62219 | 0.59953 | 0.54688 | 0.52195 |
| 6..... | 0.77727 | 0.71650 | 0.67934 | 0.65150 | 0.63035 | 0.57997 | 0.55586 |
| 7..... | 0.79608 | 0.73958 | 0.70502 | 0.67914 | 0.65948 | 0.61159 | 0.58842 |
| 8..... | 0.81351 | 0.76122 | 0.72923 | 0.70528 | 0.68708 | 0.64184 | 0.61971 |
| 9..... | 0.82975 | 0.78158 | 0.75211 | 0.73005 | 0.71329 | 0.67082 | 0.64983 |
| 10..... | 0.84492 | 0.80078 | 0.77378 | 0.75357 | 0.73821 | 0.69861 | 0.67882 |
| 11..... | 0.85913 | 0.81893 | 0.79435 | 0.77594 | 0.76195 | 0.72529 | 0.70676 |
| 12..... | 0.87245 | 0.83610 | 0.81387 | 0.79721 | 0.78456 | 0.75087 | 0.73364 |
| 13..... | 0.88488 | 0.85289 | 0.83332 | 0.81868 | 0.80754 | 0.77719 | 0.76128 |
| 14..... | 0.89605 | 0.86833 | 0.85129 | 0.83852 | 0.82877 | 0.80175 | 0.78726 |
| 15..... | 0.90692 | 0.88321 | 0.86852 | 0.85744 | 0.84895 | 0.82516 | 0.81211 |
| 16..... | 0.91744 | 0.89777 | 0.88519 | 0.87556 | 0.86810 | 0.84742 | 0.83583 |
| 17..... | 0.92758 | 0.91156 | 0.90094 | 0.89271 | 0.88625 | 0.86860 | 0.85844 |
| 18..... | 0.93732 | 0.92454 | 0.91579 | 0.90892 | 0.90348 | 0.88872 | 0.88000 |
| 19..... | 0.94663 | 0.93677 | 0.92979 | 0.92425 | 0.91981 | 0.90785 | 0.90054 |
| 20..... | 0.95551 | 0.94828 | 0.94299 | 0.93875 | 0.93532 | 0.92605 | 0.92012 |
| 21..... | 0.96393 | 0.95909 | 0.95544 | 0.95248 | 0.95006 | 0.94341 | 0.93883 |
| 22..... | 0.97191 | 0.96929 | 0.96725 | 0.96558 | 0.96421 | 0.96009 | 0.95685 |
| 23..... | 0.97903 | 0.97750 | 0.97627 | 0.97526 | 0.97442 | 0.97175 | 0.96954 |
| 24..... | 0.98581 | 0.98504 | 0.98440 | 0.98387 | 0.98343 | 0.98193 | 0.98058 |

CUADRO 241. VALORES DEL MODELO NORTE PARA LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO, *l(x)*, HASTA EDADES DE 1 A 15 AÑOS, AMBOS SEXOS COMBINADOS: ÍNDICE DE MASCULINIDAD AL NACER DE 1,04

| | *Probabilidad de supervivencia*, l(x) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l*(1) | *l*(2) | *l*(3) | *l*(4) | *l*(5) | *l*(10) | *l*(15) |
| 1 | 0.65404 | 0.57197 | 0.52175 | 0.48413 | 0.45555 | 0.39727 | 0.37112 |
| 2 | 0.68391 | 0.60590 | 0.55819 | 0.52244 | 0.49529 | 0.43767 | 0.41143 |
| 3 | 0.71071 | 0.63697 | 0.59185 | 0.55805 | 0.53238 | 0.47600 | 0.44997 |
| 4 | 0.73500 | 0.66558 | 0.62310 | 0.59129 | 0.56712 | 0.51242 | 0.48684 |
| 5 | 0.75716 | 0.69209 | 0.65227 | 0.62244 | 0.59978 | 0.54711 | 0.52217 |
| 6 | 0.77751 | 0.71675 | 0.67958 | 0.65174 | 0.63059 | 0.58020 | 0.55607 |
| 7 | 0.79630 | 0.73981 | 0.70525 | 0.67937 | 0.65970 | 0.61181 | 0.58862 |
| 8 | 0.81372 | 0.76143 | 0.72945 | 0.70549 | 0.68729 | 0.64205 | 0.61990 |
| 9 | 0.82994 | 0.78177 | 0.75231 | 0.73025 | 0.71349 | 0.67101 | 0.65001 |
| 10 | 0.84509 | 0.80096 | 0.77397 | 0.75375 | 0.73840 | 0.69879 | 0.67899 |
| 11 | 0.85929 | 0.81910 | 0.79452 | 0.77612 | 0.76213 | 0.72546 | 0.70692 |
| 12 | 0.87260 | 0.83626 | 0.81403 | 0.79737 | 0.78472 | 0.75103 | 0.73380 |
| 13 | 0.88501 | 0.85303 | 0.83347 | 0.81882 | 0.80769 | 0.77734 | 0.76143 |
| 14 | 0.89618 | 0.86846 | 0.85143 | 0.83866 | 0.82891 | 0.80190 | 0.78741 |
| 15 | 0.90703 | 0.88333 | 0.86865 | 0.85757 | 0.84908 | 0.82530 | 0.81225 |
| 16 | 0.91754 | 0.89789 | 0.88530 | 0.87569 | 0.86822 | 0.84756 | 0.83597 |
| 17 | 0.92767 | 0.91166 | 0.90104 | 0.89282 | 0.88636 | 0.86872 | 0.85857 |
| 18 | 0.93740 | 0.92463 | 0.91588 | 0.90902 | 0.90358 | 0.88883 | 0.88012 |
| 19 | 0.94671 | 0.93685 | 0.92988 | 0.92434 | 0.91990 | 0.90795 | 0.90065 |
| 20 | 0.95557 | 0.94835 | 0.94306 | 0.93882 | 0.93540 | 0.92615 | 0.92023 |
| 21 | 0.96399 | 0.95915 | 0.95550 | 0.95254 | 0.95013 | 0.94349 | 0.93892 |
| 22 | 0.97195 | 0.96934 | 0.96730 | 0.96563 | 0.96427 | 0.96017 | 0.95693 |
| 23 | 0.97906 | 0.97754 | 0.97632 | 0.97530 | 0.97447 | 0.97181 | 0.96961 |
| 24 | 0.98584 | 0.98507 | 0.98443 | 0.98390 | 0.98346 | 0.98197 | 0.98062 |

CUADRO 242. VALORES DEL MODELO NORTE PARA LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO, *l(x)*, HASTA EDADES DE 1 A 15 AÑOS, AMBOS SEXOS COMBINADOS: ÍNDICE DE MASCULINIDAD AL NACER DE 1,05

| | *Probabilidad de supervivencia*, l(x) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l*(1) | *l*(2) | *l*(3) | *l*(4) | *l*(5) | *l*(10) | *l*(15) |
| 1 | 0.65392 | 0.57185 | 0.52163 | 0.48402 | 0.45544 | 0.39718 | 0.37104 |
| 2 | 0.68379 | 0.60580 | 0.55808 | 0.52234 | 0.49519 | 0.43758 | 0.41135 |
| 3 | 0.71061 | 0.63686 | 0.59175 | 0.55795 | 0.53228 | 0.47592 | 0.44989 |
| 4 | 0.73491 | 0.66548 | 0.62301 | 0.59120 | 0.56703 | 0.51234 | 0.48677 |
| 5 | 0.75708 | 0.69200 | 0.65218 | 0.62236 | 0.59970 | 0.54703 | 0.52210 |
| 6 | 0.77743 | 0.71667 | 0.67950 | 0.65166 | 0.63051 | 0.58012 | 0.55600 |
| 7 | 0.79622 | 0.73973 | 0.70518 | 0.67929 | 0.65963 | 0.61173 | 0.58855 |
| 8 | 0.81365 | 0.76136 | 0.72938 | 0.70542 | 0.68722 | 0.64198 | 0.61984 |
| 9 | 0.82988 | 0.78171 | 0.75224 | 0.73018 | 0.71342 | 0.67095 | 0.64995 |
| 10 | 0.84503 | 0.80090 | 0.77391 | 0.75369 | 0.73834 | 0.69873 | 0.67893 |
| 11 | 0.85924 | 0.81905 | 0.79446 | 0.77606 | 0.76207 | 0.72540 | 0.70687 |
| 12 | 0.87255 | 0.83620 | 0.81397 | 0.79732 | 0.78466 | 0.75097 | 0.73375 |
| 13 | 0.88497 | 0.85299 | 0.83342 | 0.81877 | 0.80764 | 0.77729 | 0.76138 |
| 14 | 0.89613 | 0.86841 | 0.85139 | 0.83861 | 0.82886 | 0.80185 | 0.78736 |
| 15 | 0.90699 | 0.88329 | 0.86860 | 0.85753 | 0.84904 | 0.82525 | 0.81221 |
| 16 | 0.91750 | 0.89785 | 0.88526 | 0.87564 | 0.86818 | 0.84751 | 0.83592 |
| 17 | 0.92764 | 0.91162 | 0.90101 | 0.89278 | 0.88633 | 0.86868 | 0.85853 |
| 18 | 0.93737 | 0.92460 | 0.91585 | 0.90899 | 0.90354 | 0.88879 | 0.88008 |
| 19 | 0.94668 | 0.93682 | 0.92985 | 0.92431 | 0.91987 | 0.90792 | 0.90061 |
| 20 | 0.95555 | 0.94833 | 0.94304 | 0.93880 | 0.93537 | 0.92612 | 0.92019 |
| 21 | 0.96397 | 0.95913 | 0.95548 | 0.95252 | 0.95011 | 0.94346 | 0.93889 |
| 22 | 0.97194 | 0.96932 | 0.96728 | 0.96561 | 0.96425 | 0.96014 | 0.95690 |
| 23 | 0.97905 | 0.97753 | 0.97630 | 0.97529 | 0.97445 | 0.97179 | 0.96958 |
| 24 | 0.98583 | 0.98506 | 0.98442 | 0.98389 | 0.98345 | 0.98196 | 0.98061 |

## *Anexo IX*

# VALORES DE LA PROBABILIDAD DE SUPERVIVENCIA PARA AMBOS SEXOS COMBINADOS, PARA EDADES HASTA 15 AÑOS, A PARTIR DE LAS TABLAS DE VIDA MODELO DE COALE Y DEMENY USANDO DIFERENTES INDICES DE MASCULINIDAD AL NACER

CUADRO 239. VALORES DEL MODELO NORTE PARA LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO, *l(x)*, HASTA EDADES DE 1 A 15 AÑOS, AMBOS SEXOS COMBINADOS: ÍNDICE DE MASCULINIDAD AL NACER DE 1,02

| | *Probabilidad de supervivencia,* l(x) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l*(1) | *l*(2) | *l*(3) | *l*(4) | *l*(5) | *l*(10) | *l*(15) |
| 1 | 0.65429 | 0.57221 | 0.52198 | 0.48435 | 0.45576 | 0.39745 | 0.37129 |
| 2 | 0.68414 | 0.60613 | 0.55840 | 0.52265 | 0.49549 | 0.43785 | 0.41160 |
| 3 | 0.71092 | 0.63717 | 0.59205 | 0.55825 | 0.53257 | 0.47617 | 0.45013 |
| 4 | 0.73520 | 0.66577 | 0.62330 | 0.59147 | 0.56730 | 0.51259 | 0.48700 |
| 5 | 0.75734 | 0.69227 | 0.65245 | 0.62262 | 0.59996 | 0.54727 | 0.52232 |
| 6 | 0.77768 | 0.71692 | 0.67975 | 0.65191 | 0.63075 | 0.58035 | 0.55621 |
| 7 | 0.79645 | 0.73997 | 0.70541 | 0.67953 | 0.65986 | 0.61195 | 0.58876 |
| 8 | 0.81386 | 0.76158 | 0.72960 | 0.70564 | 0.68744 | 0.64218 | 0.62004 |
| 9 | 0.83007 | 0.78191 | 0.75245 | 0.73039 | 0.71362 | 0.67115 | 0.65014 |
| 10 | 0.84521 | 0.80109 | 0.77410 | 0.75388 | 0.73853 | 0.69891 | 0.67911 |
| 11 | 0.85940 | 0.81922 | 0.79464 | 0.77623 | 0.76224 | 0.72558 | 0.70703 |
| 12 | 0.87270 | 0.83636 | 0.81413 | 0.79748 | 0.78483 | 0.75114 | 0.73391 |
| 13 | 0.88510 | 0.85313 | 0.83357 | 0.81892 | 0.80779 | 0.77744 | 0.76153 |
| 14 | 0.89626 | 0.86855 | 0.85153 | 0.83875 | 0.82901 | 0.80200 | 0.78751 |
| 15 | 0.90711 | 0.88342 | 0.86874 | 0.85766 | 0.84917 | 0.82540 | 0.81235 |
| 16 | 0.91761 | 0.89797 | 0.88539 | 0.87577 | 0.86830 | 0.84765 | 0.83606 |
| 17 | 0.92774 | 0.91172 | 0.90112 | 0.89290 | 0.88644 | 0.86881 | 0.85866 |
| 18 | 0.93746 | 0.92469 | 0.91595 | 0.90909 | 0.90365 | 0.88891 | 0.88020 |
| 19 | 0.94676 | 0.93690 | 0.92993 | 0.92440 | 0.91997 | 0.90803 | 0.90073 |
| 20 | 0.95562 | 0.94839 | 0.94311 | 0.93888 | 0.93545 | 0.92621 | 0.92029 |
| 21 | 0.96403 | 0.95919 | 0.95555 | 0.95259 | 0.95018 | 0.94355 | 0.93898 |
| 22 | 0.97199 | 0.96937 | 0.96734 | 0.96567 | 0.96431 | 0.96022 | 0.95698 |
| 23 | 0.97909 | 0.97757 | 0.97635 | 0.97533 | 0.97450 | 0.97185 | 0.96965 |
| 24 | 0.98586 | 0.98509 | 0.98445 | 0.98392 | 0.98348 | 0.98200 | 0.98065 |

CUADRO 240. VALORES DEL MODELO NORTE PARA LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO, *l(x)*, HASTA EDADES DE 1 A 15 AÑOS, AMBOS SEXOS COMBINADOS: ÍNDICE DE MASCULINIDAD AL NACER DE 1,03

| | *Probabilidad de supervivencia,* l(x) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l*(1) | *l*(2) | *l*(3) | *l*(4) | *l*(5) | *l*(10) | *l*(15) |
| 1 | 0.65416 | 0.57209 | 0.52186 | 0.48424 | 0.45565 | 0.39736 | 0.37120 |
| 2 | 0.68402 | 0.60602 | 0.55830 | 0.52255 | 0.49539 | 0.43776 | 0.41151 |
| 3 | 0.71082 | 0.63707 | 0.59195 | 0.55815 | 0.53247 | 0.47609 | 0.45005 |
| 4 | 0.73510 | 0.66568 | 0.62320 | 0.59138 | 0.56721 | 0.51251 | 0.48692 |
| 5 | 0.75725 | 0.69218 | 0.65236 | 0.62253 | 0.59987 | 0.54719 | 0.52225 |
| 6 | 0.77759 | 0.71683 | 0.67966 | 0.65182 | 0.63067 | 0.58027 | 0.55614 |
| 7 | 0.79637 | 0.73989 | 0.70533 | 0.67945 | 0.65978 | 0.61188 | 0.58869 |
| 8 | 0.81379 | 0.76150 | 0.72952 | 0.70556 | 0.68736 | 0.64211 | 0.61997 |
| 9 | 0.83000 | 0.78184 | 0.75238 | 0.73032 | 0.71355 | 0.67108 | 0.65007 |
| 10 | 0.84515 | 0.80103 | 0.77403 | 0.75382 | 0.73846 | 0.69885 | 0.67905 |
| 11 | 0.85934 | 0.81916 | 0.79458 | 0.77618 | 0.76218 | 0.72552 | 0.70698 |
| 12 | 0.87265 | 0.83631 | 0.81408 | 0.79742 | 0.78477 | 0.75108 | 0.73385 |
| 13 | 0.88506 | 0.85308 | 0.83352 | 0.81887 | 0.80774 | 0.77739 | 0.76148 |
| 14 | 0.89622 | 0.86851 | 0.85148 | 0.83870 | 0.82896 | 0.80195 | 0.78746 |
| 15 | 0.90707 | 0.88338 | 0.86869 | 0.85762 | 0.84913 | 0.82535 | 0.81230 |
| 16 | 0.91757 | 0.89793 | 0.88535 | 0.87573 | 0.86826 | 0.84760 | 0.83601 |
| 17 | 0.92770 | 0.91169 | 0.90108 | 0.89286 | 0.88640 | 0.86877 | 0.85862 |
| 18 | 0.93743 | 0.92466 | 0.91592 | 0.90906 | 0.90361 | 0.88887 | 0.88016 |
| 19 | 0.94673 | 0.93688 | 0.92990 | 0.92437 | 0.91993 | 0.90799 | 0.90069 |
| 20 | 0.95559 | 0.94837 | 0.94309 | 0.93885 | 0.93543 | 0.92618 | 0.92026 |
| 21 | 0.96401 | 0.95917 | 0.95553 | 0.95257 | 0.95015 | 0.94352 | 0.93895 |
| 22 | 0.97197 | 0.96935 | 0.96732 | 0.96565 | 0.96429 | 0.96019 | 0.95696 |
| 23 | 0.97908 | 0.97755 | 0.97633 | 0.97532 | 0.97448 | 0.97183 | 0.96963 |
| 24 | 0.98585 | 0.98508 | 0.98444 | 0.98391 | 0.98347 | 0.98199 | 0.98064 |

CUADRO 238. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA DESDE EL NACIMIENTO, $l(x)$, PARA AMBOS SEXOS COMBINADOS, MODELO OESTE

| | *Probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento,* l(x) | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l(1)* | *l(2)* | *l(3)* | *l(4)* | *l(5)* | *l(10)* | *l(15)* | *l(20)* | *l(25)* | *l(30)* |
| 1 | 0.60722 | 0.52596 | 0.48996 | 0.46653 | 0.44896 | 0.41738 | 0.39531 | 0.36781 | 0.33397 | 0.29956 |
| 2 | 0.64086 | 0.56300 | 0.52850 | 0.50606 | 0.48922 | 0.45788 | 0.43584 | 0.40817 | 0.37384 | 0.33865 |
| 3 | 0.67118 | 0.59709 | 0.56425 | 0.54290 | 0.52688 | 0.49611 | 0.47434 | 0.44682 | 0.41243 | 0.37692 |
| 4 | 0.69872 | 0.62864 | 0.59758 | 0.57738 | 0.56223 | 0.53229 | 0.51099 | 0.48386 | 0.44977 | 0.41432 |
| 5 | 0.72392 | 0.65798 | 0.62876 | 0.60976 | 0.59551 | 0.56661 | 0.54594 | 0.51942 | 0.48591 | 0.45084 |
| 6 | 0.74711 | 0.68540 | 0.65806 | 0.64027 | 0.62694 | 0.59923 | 0.57932 | 0.55359 | 0.52089 | 0.48651 |
| 7 | 0.76856 | 0.71111 | 0.68566 | 0.66911 | 0.65669 | 0.63030 | 0.61125 | 0.58646 | 0.55479 | 0.52131 |
| 8 | 0.78849 | 0.73530 | 0.71175 | 0.69642 | 0.68492 | 0.65994 | 0.64184 | 0.61811 | 0.58762 | 0.55526 |
| 9 | 0.80708 | 0.75813 | 0.73645 | 0.72234 | 0.71176 | 0.68828 | 0.67119 | 0.64860 | 0.61945 | 0.58838 |
| 10 | 0.82447 | 0.77972 | 0.75989 | 0.74700 | 0.73733 | 0.71540 | 0.69937 | 0.67802 | 0.65032 | 0.62070 |
| 11 | 0.84080 | 0.80019 | 0.78220 | 0.77050 | 0.76173 | 0.74139 | 0.72647 | 0.70642 | 0.68028 | 0.65222 |
| 12 | 0.85617 | 0.81963 | 0.80345 | 0.79292 | 0.78503 | 0.76632 | 0.75255 | 0.73385 | 0.70935 | 0.68299 |
| 13 | 0.87087 | 0.83900 | 0.82489 | 0.81570 | 0.80881 | 0.79185 | 0.77939 | 0.76204 | 0.73917 | 0.71448 |
| 14 | 0.88476 | 0.85753 | 0.84547 | 0.83763 | 0.83174 | 0.81658 | 0.80540 | 0.78938 | 0.76804 | 0.74495 |
| 15 | 0.89740 | 0.87421 | 0.86388 | 0.85713 | 0.85205 | 0.83858 | 0.82857 | 0.81406 | 0.79462 | 0.77353 |
| 16 | 0.90962 | 0.89028 | 0.88157 | 0.87583 | 0.87145 | 0.85966 | 0.85085 | 0.83785 | 0.82036 | 0.80135 |
| 17 | 0.92137 | 0.90584 | 0.89862 | 0.89376 | 0.88998 | 0.87985 | 0.87222 | 0.86076 | 0.84525 | 0.82836 |
| 18 | 0.93265 | 0.92058 | 0.91479 | 0.91080 | 0.90766 | 0.89916 | 0.89270 | 0.88278 | 0.86927 | 0.85455 |
| 19 | 0.94343 | 0.93453 | 0.93010 | 0.92701 | 0.92454 | 0.91763 | 0.91234 | 0.90395 | 0.89243 | 0.87989 |
| 20 | 0.95372 | 0.94770 | 0.94462 | 0.94243 | 0.94065 | 0.93531 | 0.93117 | 0.92429 | 0.91476 | 0.90439 |
| 21 | 0.96395 | 0.96020 | 0.95821 | 0.95678 | 0.95560 | 0.95169 | 0.94856 | 0.94324 | 0.93576 | 0.92762 |
| 22 | 0.97321 | 0.97092 | 0.96967 | 0.96874 | 0.96798 | 0.96524 | 0.96301 | 0.95907 | 0.95357 | 0.94762 |
| 23 | 0.98162 | 0.98039 | 0.97970 | 0.97918 | 0.97875 | 0.97702 | 0.97558 | 0.97288 | 0.96913 | 0.96510 |
| 24 | 0.98881 | 0.98827 | 0.98795 | 0.98771 | 0.98751 | 0.98658 | 0.98575 | 0.98412 | 0.98185 | 0.97945 |
| | *l(35)* | *l(40)* | *l(45)* | *l(50)* | *l(55)* | *l(60)* | *l(65)* | *l(70)* | *l(75)* | *l(80)* |
| 1 | 0.26436 | 0.22935 | 0.19512 | 0.16324 | 0.13008 | 0.09838 | 0.06591 | 0.03857 | 0.01773 | 0.00560 |
| 2 | 0.30229 | 0.26567 | 0.22931 | 0.19478 | 0.15818 | 0.12230 | 0.08464 | 0.05166 | 0.02526 | 0.00877 |
| 3 | 0.33989 | 0.30218 | 0.26419 | 0.22746 | 0.18784 | 0.14812 | 0.10545 | 0.06674 | 0.03440 | 0.01291 |
| 4 | 0.37706 | 0.33871 | 0.29957 | 0.26107 | 0.21886 | 0.17564 | 0.12822 | 0.08379 | 0.04518 | 0.01814 |
| 5 | 0.41373 | 0.37515 | 0.33529 | 0.29543 | 0.25105 | 0.20468 | 0.15281 | 0.10273 | 0.05763 | 0.02450 |
| 6 | 0.44986 | 0.41142 | 0.37122 | 0.33039 | 0.28425 | 0.23510 | 0.17910 | 0.12350 | 0.07177 | 0.03206 |
| 7 | 0.48541 | 0.44743 | 0.40726 | 0.36581 | 0.31830 | 0.26675 | 0.20698 | 0.14603 | 0.08759 | 0.04089 |
| 8 | 0.52037 | 0.48314 | 0.44332 | 0.40159 | 0.35309 | 0.29949 | 0.23631 | 0.17024 | 0.10505 | 0.05100 |
| 9 | 0.55471 | 0.51849 | 0.47932 | 0.43763 | 0.38850 | 0.33320 | 0.26699 | 0.19605 | 0.12413 | 0.06243 |
| 10 | 0.58844 | 0.55346 | 0.51521 | 0.47384 | 0.42442 | 0.36778 | 0.29891 | 0.22337 | 0.14479 | 0.07518 |
| 11 | 0.62154 | 0.58800 | 0.55092 | 0.51015 | 0.46076 | 0.40311 | 0.33196 | 0.25212 | 0.16699 | 0.08926 |
| 12 | 0.65403 | 0.62211 | 0.58642 | 0.54648 | 0.49743 | 0.43911 | 0.36605 | 0.28221 | 0.19068 | 0.10467 |
| 13 | 0.68727 | 0.65702 | 0.62284 | 0.58391 | 0.53546 | 0.47670 | 0.40196 | 0.31426 | 0.21624 | 0.12161 |
| 14 | 0.71950 | 0.69100 | 0.65837 | 0.62040 | 0.57242 | 0.51311 | 0.43668 | 0.34517 | 0.24090 | 0.13805 |
| 15 | 0.75015 | 0.72365 | 0.69277 | 0.65598 | 0.60873 | 0.54922 | 0.47149 | 0.37662 | 0.26645 | 0.15540 |
| 16 | 0.78016 | 0.75582 | 0.72693 | 0.69164 | 0.64551 | 0.58622 | 0.50769 | 0.40987 | 0.29400 | 0.17457 |
| 17 | 0.80944 | 0.78742 | 0.76074 | 0.72724 | 0.68261 | 0.62398 | 0.54516 | 0.44486 | 0.32358 | 0.19565 |
| 18 | 0.83797 | 0.81838 | 0.79411 | 0.76265 | 0.71989 | 0.66235 | 0.58377 | 0.48151 | 0.35517 | 0.21869 |
| 19 | 0.86569 | 0.84864 | 0.82693 | 0.79777 | 0.75720 | 0.70117 | 0.62337 | 0.51969 | 0.38870 | 0.24371 |
| 20 | 0.89261 | 0.87814 | 0.85913 | 0.83247 | 0.79440 | 0.74027 | 0.66377 | 0.55922 | 0.42407 | 0.27070 |
| 21 | 0.91827 | 0.90647 | 0.89017 | 0.86621 | 0.83088 | 0.77919 | 0.70467 | 0.60016 | 0.46168 | 0.30026 |
| 22 | 0.94066 | 0.93159 | 0.91851 | 0.89814 | 0.86702 | 0.81966 | 0.74962 | 0.64788 | 0.50850 | 0.33976 |
| 23 | 0.96034 | 0.95393 | 0.94415 | 0.92784 | 0.90173 | 0.86001 | 0.79635 | 0.69980 | 0.56198 | 0.38737 |
| 24 | 0.97659 | 0.97258 | 0.96600 | 0.95398 | 0.93359 | 0.89887 | 0.84377 | 0.75558 | 0.62310 | 0.44556 |

*Nota:* Los valores de $l(x)$ se basan en un índice de masculinidad al nacer de 105 varones por cada 100 mujeres.

## CUADRO 237. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA MASCULINA DESDE EL NACIMIENTO, $l(x)$, MODELO OESTE

| Nivel | *Probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento, l(x)* | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | *l(1)* | *l(2)* | *l(3)* | *l(4)* | *l(5)* | *l(10)* | *l(15)* | *l(20)* | *l(25)* | *l(30)* |
| 1 | 0.58093 | 0.50308 | 0.46898 | 0.44665 | 0.43005 | 0.40102 | 0.38160 | 0.35676 | 0.32385 | 0.29032 |
| 2 | 0.61657 | 0.54152 | 0.50865 | 0.48712 | 0.47112 | 0.44211 | 0.42258 | 0.39740 | 0.36384 | 0.32940 |
| 3 | 0.64868 | 0.57690 | 0.54546 | 0.52488 | 0.50957 | 0.48093 | 0.46151 | 0.43631 | 0.40254 | 0.36765 |
| 4 | 0.67785 | 0.60967 | 0.57980 | 0.56024 | 0.54571 | 0.51769 | 0.49858 | 0.47360 | 0.43997 | 0.40504 |
| 5 | 0.70454 | 0.64015 | 0.61195 | 0.59348 | 0.57976 | 0.55258 | 0.53393 | 0.50938 | 0.47619 | 0.44154 |
| 6 | 0.72911 | 0.66865 | 0.64217 | 0.62482 | 0.61194 | 0.58575 | 0.56770 | 0.54375 | 0.51125 | 0.47718 |
| 7 | 0.75183 | 0.69537 | 0.67064 | 0.65445 | 0.64242 | 0.61737 | 0.60000 | 0.57680 | 0.54520 | 0.51195 |
| 8 | 0.77294 | 0.72052 | 0.69756 | 0.68253 | 0.67135 | 0.64754 | 0.63095 | 0.60862 | 0.57808 | 0.54587 |
| 9 | 0.79263 | 0.74425 | 0.72307 | 0.70919 | 0.69888 | 0.67639 | 0.66064 | 0.63926 | 0.60995 | 0.57895 |
| 10 | 0.81105 | 0.76671 | 0.74728 | 0.73457 | 0.72511 | 0.70401 | 0.68916 | 0.66882 | 0.64085 | 0.61122 |
| 11 | 0.82835 | 0.78800 | 0.77032 | 0.75875 | 0.75015 | 0.73048 | 0.71657 | 0.69734 | 0.67083 | 0.64269 |
| 12 | 0.84463 | 0.80822 | 0.79228 | 0.78184 | 0.77408 | 0.75588 | 0.74296 | 0.72489 | 0.69991 | 0.67340 |
| 13 | 0.86058 | 0.82912 | 0.81534 | 0.80632 | 0.79961 | 0.78315 | 0.77147 | 0.75456 | 0.73107 | 0.70613 |
| 14 | 0.87547 | 0.84833 | 0.83644 | 0.82866 | 0.82287 | 0.80800 | 0.79734 | 0.78167 | 0.75985 | 0.73670 |
| 15 | 0.88864 | 0.86523 | 0.85498 | 0.84826 | 0.84327 | 0.82988 | 0.82018 | 0.80571 | 0.78554 | 0.76421 |
| 16 | 0.90143 | 0.88164 | 0.87292 | 0.86720 | 0.86293 | 0.85103 | 0.84234 | 0.82912 | 0.81070 | 0.79128 |
| 17 | 0.91379 | 0.89790 | 0.89056 | 0.88561 | 0.88184 | 0.87145 | 0.86377 | 0.85187 | 0.83526 | 0.81782 |
| 18 | 0.92570 | 0.91334 | 0.90736 | 0.90321 | 0.90001 | 0.89112 | 0.88447 | 0.87391 | 0.85917 | 0.84379 |
| 19 | 0.93713 | 0.92796 | 0.92332 | 0.92002 | 0.91744 | 0.91004 | 0.90444 | 0.89524 | 0.88240 | 0.86912 |
| 20 | 0.94807 | 0.94179 | 0.93847 | 0.93606 | 0.93415 | 0.92823 | 0.92366 | 0.91584 | 0.90493 | 0.89376 |
| 21 | 0.95909 | 0.95508 | 0.95285 | 0.95121 | 0.94989 | 0.94536 | 0.94174 | 0.93531 | 0.92636 | 0.91730 |
| 22 | 0.96925 | 0.96675 | 0.96531 | 0.96422 | 0.96334 | 0.96004 | 0.95734 | 0.95234 | 0.94540 | 0.93847 |
| 23 | 0.97856 | 0.97719 | 0.97636 | 0.97573 | 0.97521 | 0.97303 | 0.97119 | 0.96758 | 0.96261 | 0.95773 |
| 24 | 0.98668 | 0.98605 | 0.98566 | 0.98535 | 0.98510 | 0.98385 | 0.98273 | 0.98041 | 0.97723 | 0.97419 |
| | *l(35)* | *l(40)* | *l(45)* | *l(50)* | *l(55)* | *l(60)* | *l(65)* | *l(70)* | *l(75)* | *l(80)* |
| 1 | 0.25560 | 0.22002 | 0.18354 | 0.14906 | 0.11464 | 0.08363 | 0.05422 | 0.03036 | 0.01343 | 0.00392 |
| 2 | 0.29339 | 0.25603 | 0.21712 | 0.17957 | 0.14123 | 0.10564 | 0.07088 | 0.04149 | 0.01953 | 0.00631 |
| 3 | 0.33087 | 0.29227 | 0.25149 | 0.21137 | 0.16955 | 0.12967 | 0.08963 | 0.05452 | 0.02706 | 0.00949 |
| 4 | 0.36793 | 0.32858 | 0.28645 | 0.24424 | 0.19939 | 0.15552 | 0.11037 | 0.06943 | 0.03607 | 0.01358 |
| 5 | 0.40449 | 0.36482 | 0.32183 | 0.27799 | 0.23056 | 0.18304 | 0.13299 | 0.08619 | 0.04660 | 0.01863 |
| 6 | 0.44052 | 0.40092 | 0.35749 | 0.31246 | 0.26289 | 0.21207 | 0.15738 | 0.10475 | 0.05868 | 0.02471 |
| 7 | 0.47598 | 0.43678 | 0.39332 | 0.34751 | 0.29623 | 0.24248 | 0.18343 | 0.12506 | 0.07232 | 0.03189 |
| 8 | 0.51084 | 0.47236 | 0.42922 | 0.38301 | 0.33044 | 0.27411 | 0.21102 | 0.14705 | 0.08750 | 0.04020 |
| 9 | 0.54509 | 0.50760 | 0.46512 | 0.41887 | 0.36540 | 0.30686 | 0.24006 | 0.17066 | 0.10421 | 0.04967 |
| 10 | 0.57872 | 0.54247 | 0.50095 | 0.45499 | 0.40100 | 0.34061 | 0.27043 | 0.19580 | 0.12243 | 0.06032 |
| 11 | 0.61173 | 0.57693 | 0.53665 | 0.49129 | 0.43713 | 0.37524 | 0.30203 | 0.22241 | 0.14213 | 0.07217 |
| 12 | 0.64412 | 0.61096 | 0.57217 | 0.52769 | 0.47371 | 0.41066 | 0.33477 | 0.25040 | 0.16326 | 0.08522 |
| 13 | 0.67851 | 0.64700 | 0.60979 | 0.56636 | 0.51289 | 0.44893 | 0.37047 | 0.28128 | 0.18685 | 0.10007 |
| 14 | 0.71104 | 0.68144 | 0.64599 | 0.60365 | 0.55049 | 0.48547 | 0.40446 | 0.31063 | 0.20934 | 0.11431 |
| 15 | 0.74051 | 0.71292 | 0.67936 | 0.63833 | 0.58585 | 0.52025 | 0.43729 | 0.33944 | 0.23186 | 0.12890 |
| 16 | 0.76966 | 0.74425 | 0.71283 | 0.67345 | 0.62205 | 0.55629 | 0.47179 | 0.37023 | 0.25638 | 0.14518 |
| 17 | 0.79839 | 0.77532 | 0.74627 | 0.70886 | 0.65894 | 0.59346 | 0.50788 | 0.40295 | 0.28295 | 0.16323 |
| 18 | 0.82663 | 0.80602 | 0.77956 | 0.74440 | 0.69636 | 0.63159 | 0.54542 | 0.43755 | 0.31158 | 0.18314 |
| 19 | 0.85429 | 0.83626 | 0.81255 | 0.77991 | 0.73412 | 0.67051 | 0.58427 | 0.47392 | 0.34223 | 0.20495 |
| 20 | 0.88131 | 0.86593 | 0.84513 | 0.81525 | 0.77205 | 0.71002 | 0.62422 | 0.51188 | 0.37481 | 0.22866 |
| 21 | 0.90714 | 0.89437 | 0.87637 | 0.84935 | 0.80890 | 0.74900 | 0.66439 | 0.55098 | 0.40931 | 0.25456 |
| 22 | 0.93070 | 0.92076 | 0.90621 | 0.88314 | 0.84717 | 0.79148 | 0.71057 | 0.59846 | 0.45378 | 0.29018 |
| 23 | 0.95227 | 0.94512 | 0.93416 | 0.91556 | 0.88503 | 0.83508 | 0.75995 | 0.65154 | 0.50591 | 0.33422 |
| 24 | 0.97079 | 0.96622 | 0.95876 | 0.94496 | 0.92076 | 0.87826 | 0.81150 | 0.71014 | 0.56701 | 0.38934 |

CUADRO 236. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA FEMENINA DESDE EL NACIMIENTO, $l(x)$, MODELO OESTE

| | *Probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento, l(x)* | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l(1)* | *l(2)* | *l(3)* | *l(4)* | *l(5)* | *l(10)* | *l(15)* | *l(20)* | *l(25)* | *l(30)* |
| 1 | 0.63483 | 0.55000 | 0.51199 | 0.48742 | 0.46883 | 0.43456 | 0.40972 | 0.37943 | 0.34460 | 0.30927 |
| 2 | 0.66638 | 0.58557 | 0.54936 | 0.52595 | 0.50824 | 0.47445 | 0.44978 | 0.41949 | 0.38435 | 0.34838 |
| 3 | 0.69481 | 0.61829 | 0.58399 | 0.56183 | 0.54506 | 0.51206 | 0.48783 | 0.45786 | 0.42283 | 0.38666 |
| 4 | 0.72064 | 0.64856 | 0.61625 | 0.59538 | 0.57958 | 0.54763 | 0.52404 | 0.49465 | 0.46007 | 0.42407 |
| 5 | 0.74427 | 0.67671 | 0.64643 | 0.62686 | 0.61205 | 0.58135 | 0.55856 | 0.52998 | 0.49612 | 0.46062 |
| 6 | 0.76602 | 0.70300 | 0.67476 | 0.65651 | 0.64270 | 0.61339 | 0.59153 | 0.56394 | 0.53103 | 0.49631 |
| 7 | 0.78614 | 0.72765 | 0.70145 | 0.68451 | 0.67169 | 0.64389 | 0.62307 | 0.59661 | 0.56486 | 0.53114 |
| 8 | 0.80482 | 0.75084 | 0.72665 | 0.71101 | 0.69918 | 0.67298 | 0.65329 | 0.62808 | 0.59765 | 0.56513 |
| 9 | 0.82226 | 0.77271 | 0.75051 | 0.73616 | 0.72530 | 0.70078 | 0.68227 | 0.65842 | 0.62944 | 0.59829 |
| 10 | 0.83857 | 0.79340 | 0.77315 | 0.76007 | 0.75017 | 0.72737 | 0.71011 | 0.68769 | 0.66028 | 0.63066 |
| 11 | 0.85388 | 0.81300 | 0.79468 | 0.78285 | 0.77389 | 0.75285 | 0.73687 | 0.71596 | 0.69022 | 0.66224 |
| 12 | 0.86829 | 0.83163 | 0.81519 | 0.80457 | 0.79654 | 0.77729 | 0.76263 | 0.74327 | 0.71928 | 0.69306 |
| 13 | 0.88169 | 0.84939 | 0.83492 | 0.82556 | 0.81848 | 0.80100 | 0.78771 | 0.76990 | 0.74769 | 0.72326 |
| 14 | 0.89452 | 0.86720 | 0.85496 | 0.84705 | 0.84106 | 0.82559 | 0.81387 | 0.79749 | 0.77666 | 0.75363 |
| 15 | 0.90661 | 0.88364 | 0.87324 | 0.86646 | 0.86127 | 0.84773 | 0.83740 | 0.82284 | 0.80416 | 0.78333 |
| 16 | 0.91823 | 0.89936 | 0.89066 | 0.88490 | 0.88041 | 0.86874 | 0.85980 | 0.84703 | 0.83052 | 0.81194 |
| 17 | 0.92934 | 0.91419 | 0.90709 | 0.90232 | 0.89854 | 0.88868 | 0.88110 | 0.87010 | 0.85575 | 0.83944 |
| 18 | 0.93996 | 0.92820 | 0.92260 | 0.91878 | 0.91571 | 0.90762 | 0.90136 | 0.89211 | 0.87988 | 0.86585 |
| 19 | 0.95006 | 0.94143 | 0.93724 | 0.93436 | 0.93201 | 0.92561 | 0.92065 | 0.91311 | 0.90298 | 0.89121 |
| 20 | 0.95966 | 0.95392 | 0.95109 | 0.94912 | 0.94749 | 0.94275 | 0.93906 | 0.93317 | 0.92510 | 0.91557 |
| 21 | 0.96907 | 0.96559 | 0.96385 | 0.96263 | 0.96160 | 0.95835 | 0.95574 | 0.95158 | 0.94564 | 0.93847 |
| 22 | 0.97738 | 0.97530 | 0.97425 | 0.97350 | 0.97286 | 0.97072 | 0.96898 | 0.96614 | 0.96216 | 0.95724 |
| 23 | 0.98484 | 0.98377 | 0.98321 | 0.98282 | 0.98248 | 0.98123 | 0.98019 | 0.97846 | 0.97598 | 0.97285 |
| 24 | 0.99106 | 0.99061 | 0.99037 | 0.99020 | 0.99006 | 0.98945 | 0.98893 | 0.98803 | 0.98671 | 0.98499 |

| | *l(35)* | *l(40)* | *l(45)* | *l(50)* | *l(55)* | *l(60)* | *l(65)* | *l(70)* | *l(75)* | *l(80)* |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.27356 | 0.23916 | 0.20729 | 0.17814 | 0.14631 | 0.11387 | 0.07819 | 0.04721 | 0.02226 | 0.00737 |
| 2 | 0.31164 | 0.27581 | 0.24212 | 0.21076 | 0.17598 | 0.13981 | 0.09910 | 0.06235 | 0.03128 | 0.01136 |
| 3 | 0.34937 | 0.31259 | 0.27754 | 0.24436 | 0.20705 | 0.16751 | 0,12208 | 0.07959 | 0.04211 | 0.01652 |
| 4 | 0.38666 | 0.34936 | 0.31336 | 0.27875 | 0.23931 | 0.19677 | 0.14697 | 0.09887 | 0.05475 | 0.02293 |
| 5 | 0.42345 | 0.38601 | 0.34944 | 0.31375 | 0.27257 | 0.22742 | 0.17363 | 0.12010 | 0.06923 | 0.03067 |
| 6 | 0.45968 | 0.42245 | 0.38565 | 0.34922 | 0.30668 | 0.25929 | 0.20192 | 0.14319 | 0.08553 | 0.03979 |
| 7 | 0.49533 | 0.45862 | 0.42191 | 0.38504 | 0.34149 | 0.29224 | 0.23171 | 0.16806 | 0.10363 | 0.05035 |
| 8 | 0.53039 | 0.49446 | 0.45813 | 0.42111 | 0.37689 | 0.32614 | 0.26287 | 0.19460 | 0.12348 | 0.06235 |
| 9 | 0.56483 | 0.52993 | 0.49424 | 0.45733 | 0.41277 | 0.36087 | 0.29527 | 0.22272 | 0.14505 | 0.07584 |
| 10 | 0.59865 | 0.56500 | 0.53019 | 0.49364 | 0.44903 | 0.39632 | 0.32882 | 0.25233 | 0.16828 | 0.09079 |
| 11 | 0.63186 | 0.59963 | 0.56592 | 0.52996 | 0.48558 | 0.43239 | 0.36339 | 0.28333 | 0.19311 | 0.10722 |
| 12 | 0.66444 | 0.63382 | 0.60140 | 0.56623 | 0.52235 | 0.46899 | 0.39890 | 0.31563 | 0.21949 | 0.12511 |
| 13 | 0.69647 | 0.66756 | 0.63656 | 0.60234 | 0.55916 | 0.50587 | 0.43503 | 0.34890 | 0.24711 | 0.14424 |
| 14 | 0.72840 | 0.70104 | 0.67138 | 0.63799 | 0.59545 | 0.54215 | 0.47053 | 0.38145 | 0.27404 | 0.16298 |
| 15 | 0.76029 | 0.73493 | 0.70686 | 0.67452 | 0.63276 | 0.57964 | 0.50742 | 0.41567 | 0.30277 | 0.18323 |
| 16 | 0.79119 | 0.76798 | 0.74175 | 0.71074 | 0.67015 | 0.61765 | 0.54539 | 0.45151 | 0.33352 | 0.20545 |
| 17 | 0.82106 | 0.80014 | 0.77595 | 0.74655 | 0.70747 | 0.65603 | 0.58432 | 0.48888 | 0.36626 | 0.22970 |
| 18 | 0.84988 | 0.83137 | 0.80939 | 0.78183 | 0.74460 | 0.69465 | 0.62405 | 0.52768 | 0.40095 | 0.25602 |
| 19 | 0.87767 | 0.86164 | 0.84203 | 0.81653 | 0.78144 | 0.73337 | 0.66444 | 0.56775 | 0.43751 | 0.28442 |
| 20 | 0.90448 | 0.89098 | 0.87384 | 0.85057 | 0.81788 | 0.77205 | 0.70531 | 0.60893 | 0.47580 | 0.31485 |
| 21 | 0.92997 | 0.91919 | 0.90468 | 0.88392 | 0.85396 | 0.81090 | 0.74697 | 0.65181 | 0.51668 | 0.34825 |
| 22 | 0.95113 | 0.94298 | 0.93143 | 0.91391 | 0.88787 | 0.84926 | 0.79063 | 0.69978 | 0.56597 | 0.39182 |
| 23 | 0.96882 | 0.96319 | 0.95466 | 0.94074 | 0.91928 | 0.88619 | 0.83458 | 0.75048 | 0.62087 | 0.44318 |
| 24 | 0.98270 | 0.97927 | 0.97362 | 0.96347 | 0.94708 | 0.92052 | 0.87767 | 0.80330 | 0.68201 | 0.50461 |

## CUADRO 235. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA DESDE EL NACIMIENTO, *l(x)*, PARA AMBOS SEXOS COMBINADOS, MODELO ESTE

| | *Probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento,* l(x) | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l(1)* | *l(2)* | *l(3)* | *l(4)* | *l(5)* | *l(10)* | *l(15)* | *l(20)* | *l(25)* | *l(30)* |
| 1 | 0.53260 | 0.46313 | 0.43392 | 0.41504 | 0.40162 | 0.37308 | 0.35941 | 0.34092 | 0.31685 | 0.29213 |
| 2 | 0.57023 | 0.50239 | 0.47385 | 0.45541 | 0.44231 | 0.41360 | 0.39972 | 0.38081 | 0.35608 | 0.33055 |
| 3 | 0.60454 | 0.53892 | 0.51132 | 0.49350 | 0.48082 | 0.45231 | 0.43839 | 0.41932 | 0.39423 | 0.36824 |
| 4 | 0.63603 | 0.57309 | 0.54662 | 0.52953 | 0.51737 | 0.48934 | 0.47554 | 0.45650 | 0.43135 | 0.40518 |
| 5 | 0.66511 | 0.60518 | 0.57998 | 0.56370 | 0.55212 | 0.52484 | 0.51126 | 0.49243 | 0.46744 | 0.44136 |
| 6 | 0.69209 | 0.63540 | 0.61157 | 0.59619 | 0.58524 | 0.55890 | 0.54565 | 0.52717 | 0.50255 | 0.47677 |
| 7 | 0.71723 | 0.66398 | 0.64159 | 0.62713 | 0.61684 | 0.59161 | 0.57879 | 0.56078 | 0.53671 | 0.51143 |
| 8 | 0.74074 | 0.69105 | 0.67016 | 0.65667 | 0.64707 | 0.62307 | 0.61075 | 0.59333 | 0.56994 | 0.54532 |
| 9 | 0.76281 | 0.71675 | 0.69740 | 0.68490 | 0.67600 | 0.65337 | 0.64160 | 0.62485 | 0.60229 | 0.57849 |
| 10 | 0.78357 | 0.74122 | 0.72342 | 0.71192 | 0.70374 | 0.68256 | 0.67140 | 0.65540 | 0.63377 | 0.61092 |
| 11 | 0.80299 | 0.76500 | 0.74903 | 0.73873 | 0.73138 | 0.71194 | 0.70137 | 0.68600 | 0.66519 | 0.64321 |
| 12 | 0.82092 | 0.78718 | 0.77300 | 0.76385 | 0.75732 | 0.73957 | 0.72971 | 0.71522 | 0.69552 | 0.67465 |
| 13 | 0.83821 | 0.80850 | 0.79600 | 0.78794 | 0.78220 | 0.76615 | 0.75704 | 0.74349 | 0.72499 | 0.70537 |
| 14 | 0.85485 | 0.82896 | 0.81808 | 0.81106 | 0.80606 | 0.79172 | 0.78338 | 0.77082 | 0.75361 | 0.73532 |
| 15 | 0.87083 | 0.84859 | 0.83925 | 0.83322 | 0.82892 | 0.81628 | 0.80873 | 0.79721 | 0.78135 | 0.76449 |
| 16 | 0.88615 | 0.86741 | 0.85952 | 0.85444 | 0.85081 | 0.83987 | 0.83313 | 0.82266 | 0.80821 | 0.79284 |
| 17 | 0.90084 | 0.88553 | 0.87905 | 0.87483 | 0.87179 | 0.86252 | 0.85660 | 0.84723 | 0.83422 | 0.82040 |
| 18 | 0.91487 | 0.90295 | 0.89779 | 0.89439 | 0.89188 | 0.88426 | 0.87915 | 0.87089 | 0.85937 | 0.84713 |
| 19 | 0.92824 | 0.91960 | 0.91571 | 0.91308 | 0.91112 | 0.90512 | 0.90083 | 0.89368 | 0.88365 | 0.87303 |
| 20 | 0.94097 | 0.93535 | 0.93273 | 0.93091 | 0.92952 | 0.92514 | 0.92166 | 0.91562 | 0.90711 | 0.89812 |
| 21 | 0.95369 | 0.94994 | 0.94813 | 0.94685 | 0.94585 | 0.94258 | 0.93987 | 0.93509 | 0.92832 | 0.92106 |
| 22 | 0.96512 | 0.96280 | 0.96163 | 0.96079 | 0.96013 | 0.95789 | 0.95588 | 0.95219 | 0.94694 | 0.94132 |
| 23 | 0.97540 | 0.97411 | 0.97344 | 0.97294 | 0.97255 | 0.97116 | 0.96976 | 0.96708 | 0.96326 | 0.95918 |
| 24 | 0.98423 | 0.98362 | 0.98329 | 0.98305 | 0.98284 | 0.98208 | 0.98121 | 0.97943 | 0.97689 | 0.97417 |
| | *l(35)* | *l(40)* | *l(45)* | *l(50)* | *l(55)* | *l(60)* | *l(65)* | *l(70)* | *l(75)* | *l(80)* |
| 1 | 0.26680 | 0.24029 | 0.21347 | 0.18643 | 0.15734 | 0.12461 | 0.08858 | 0.05259 | 0.02395 | 0.00706 |
| 2 | 0.30420 | 0.27637 | 0.24787 | 0.21871 | 0.18684 | 0.15043 | 0.10956 | 0.06759 | 0.03262 | 0.01058 |
| 3 | 0.34124 | 0.31248 | 0.28268 | 0.25174 | 0.21742 | 0.17766 | 0.13224 | 0.08435 | 0.04279 | 0.01504 |
| 4 | 0.37783 | 0.34848 | 0.31773 | 0.28537 | 0.24894 | 0.20615 | 0.15644 | 0.10281 | 0.05450 | 0.02051 |
| 5 | 0.41395 | 0.38431 | 0.35293 | 0.31945 | 0.28123 | 0.23575 | 0.18208 | 0.12289 | 0.06773 | 0.02705 |
| 6 | 0.44955 | 0.41989 | 0.38818 | 0.35389 | 0.31418 | 0.26633 | 0.20903 | 0.14452 | 0.08246 | 0.03470 |
| 7 | 0.48460 | 0.45518 | 0.42341 | 0.38857 | 0.34768 | 0.29776 | 0.23716 | 0.16761 | 0.09868 | 0.04350 |
| 8 | 0.51909 | 0.49014 | 0.45855 | 0.42343 | 0.38161 | 0.32995 | 0.26639 | 0.19208 | 0.11636 | 0.05348 |
| 9 | 0.55302 | 0.52472 | 0.49354 | 0.45837 | 0.41590 | 0.36281 | 0.29660 | 0.21786 | 0.13546 | 0.06464 |
| 10 | 0.58636 | 0.55891 | 0.52833 | 0.49334 | 0.45047 | 0.39622 | 0.32772 | 0.24486 | 0.15594 | 0.07700 |
| 11 | 0.61956 | 0.59301 | 0.56312 | 0.52837 | 0.48515 | 0.42986 | 0.35917 | 0.27231 | 0.17690 | 0.08987 |
| 12 | 0.65209 | 0.62653 | 0.59735 | 0.56282 | 0.51922 | 0.46284 | 0.38998 | 0.29924 | 0.19760 | 0.10266 |
| 13 | 0.68404 | 0.65964 | 0.63140 | 0.59736 | 0.55368 | 0.49655 | 0.42190 | 0.32766 | 0.21993 | 0.11687 |
| 14 | 0.71535 | 0.69229 | 0.66519 | 0.63189 | 0.58843 | 0.53090 | 0.45487 | 0.35753 | 0.24394 | 0.13258 |
| 15 | 0.74597 | 0.72441 | 0.69865 | 0.66634 | 0.62338 | 0.56581 | 0.48882 | 0.38883 | 0.26966 | 0.14989 |
| 16 | 0.77589 | 0.75594 | 0.73171 | 0.70059 | 0.65844 | 0.60117 | 0.52367 | 0.42150 | 0.29708 | 0.16885 |
| 17 | 0.80508 | 0.78687 | 0.76431 | 0.73462 | 0.69353 | 0.63691 | 0.55931 | 0.45547 | 0.32620 | 0.18952 |
| 18 | 0.83351 | 0.81712 | 0.79638 | 0.76829 | 0.72851 | 0.67287 | 0.59560 | 0.49060 | 0.35691 | 0.21189 |
| 19 | 0.86115 | 0.84666 | 0.82784 | 0.80153 | 0.76329 | 0.70893 | 0.63239 | 0.52675 | 0.38913 | 0.23593 |
| 20 | 0.88800 | 0.87547 | 0.85867 | 0.83427 | 0.79777 | 0.74496 | 0.66956 | 0.56377 | 0.42272 | 0.26158 |
| 21 | 0.91277 | 0.90222 | 0.88758 | 0.86549 | 0.83138 | 0.78103 | 0.70798 | 0.60368 | 0.46084 | 0.29242 |
| 22 | 0.93485 | 0.92648 | 0.91443 | 0.89536 | 0.86473 | 0.81828 | 0.74951 | 0.64908 | 0.50672 | 0.33194 |
| 23 | 0.95444 | 0.94819 | 0.93879 | 0.92305 | 0.89650 | 0.85493 | 0.79185 | 0.69733 | 0.55795 | 0.37868 |
| 24 | 0.97100 | 0.96673 | 0.95995 | 0.94776 | 0.92588 | 0.89019 | 0.83444 | 0.74834 | 0.61530 | 0.43460 |

*Nota:* Los valores de *l(x)* se basan en un índice de masculinidad al nacer de 105 varones por cada 100 mujeres.

CUADRO 234. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA MASCULINA DESDE EL NACIMIENTO, $l(x)$, MODELO ESTE

| | *Probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento, l(x)* | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l(1)* | *l(2)* | *l(3)* | *l(4)* | *l(5)* | *l(10)* | *l(15)* | *l(20)* | *l(25)* | *l(30)* |
| 1 | 0.49494 | 0.42963 | 0.40248 | 0.38524 | 0.37264 | 0.34679 | 0.33560 | 0.31937 | 0.29680 | 0.27530 |
| 2 | 0.53551 | 0.47104 | 0.44424 | 0.42721 | 0.41478 | 0.38847 | 0.37694 | 0.36011 | 0.33662 | 0.31412 |
| 3 | 0.57249 | 0.50961 | 0.48346 | 0.46686 | 0.45473 | 0.42835 | 0.41664 | 0.39946 | 0.37537 | 0.35221 |
| 4 | 0.60644 | 0.54570 | 0.52044 | 0.50441 | 0.49269 | 0.46655 | 0.45481 | 0.43747 | 0.41309 | 0.38953 |
| 5 | 0.63778 | 0.57960 | 0.55541 | 0.54005 | 0.52883 | 0.50321 | 0.49154 | 0.47421 | 0.44978 | 0.42608 |
| 6 | 0.66686 | 0.61156 | 0.58857 | 0.57397 | 0.56330 | 0.53841 | 0.52692 | 0.50975 | 0.48547 | 0.46185 |
| 7 | 0.69396 | 0.64178 | 0.62008 | 0.60630 | 0.59624 | 0.57225 | 0.56103 | 0.54414 | 0.52020 | 0.49684 |
| 8 | 0.71931 | 0.67042 | 0.65009 | 0.63718 | 0.62775 | 0.60483 | 0.59395 | 0.57744 | 0.55400 | 0.53106 |
| 9 | 0.74309 | 0.69762 | 0.67872 | 0.66671 | 0.65794 | 0.63621 | 0.62573 | 0.60970 | 0.58690 | 0.56452 |
| 10 | 0.76547 | 0.72352 | 0.70608 | 0.69500 | 0.68691 | 0.66647 | 0.65643 | 0.64096 | 0.61892 | 0.59724 |
| 11 | 0.78641 | 0.74870 | 0.73302 | 0.72307 | 0.71579 | 0.69695 | 0.68733 | 0.67233 | 0.65100 | 0.62999 |
| 12 | 0.80562 | 0.77196 | 0.75797 | 0.74909 | 0.74259 | 0.72523 | 0.71610 | 0.70170 | 0.68120 | 0.66096 |
| 13 | 0.82416 | 0.79439 | 0.78201 | 0.77415 | 0.76841 | 0.75256 | 0.74398 | 0.73027 | 0.71073 | 0.69139 |
| 14 | 0.84204 | 0.81599 | 0.80516 | 0.79828 | 0.79326 | 0.77896 | 0.77097 | 0.75802 | 0.73955 | 0.72123 |
| 15 | 0.85923 | 0.83676 | 0.82742 | 0.82148 | 0.81715 | 0.80443 | 0.79705 | 0.78494 | 0.76763 | 0.75044 |
| 16 | 0.87574 | 0.85671 | 0.84879 | 0.84377 | 0.84009 | 0.82896 | 0.82224 | 0.81101 | 0.79495 | 0.77898 |
| 17 | 0.89158 | 0.87586 | 0.86933 | 0.86518 | 0.86214 | 0.85259 | 0.84655 | 0.83625 | 0.82151 | 0.80684 |
| 18 | 0.90672 | 0.89442 | 0.88918 | 0.88580 | 0.88329 | 0.87533 | 0.86997 | 0.86064 | 0.84728 | 0.83396 |
| 19 | 0.92117 | 0.91227 | 0.90827 | 0.90559 | 0.90357 | 0.89718 | 0.89252 | 0.88417 | 0.87223 | 0.86032 |
| 20 | 0.93494 | 0.92913 | 0.92637 | 0.92447 | 0.92300 | 0.91818 | 0.91422 | 0.90688 | 0.89638 | 0.88591 |
| 21 | 0.94857 | 0.94466 | 0.94271 | 0.94132 | 0.94023 | 0.93649 | 0.93325 | 0.92710 | 0.91834 | 0.90947 |
| 22 | 0.96108 | 0.95865 | 0.95738 | 0.95645 | 0.95571 | 0.95308 | 0.95056 | 0.94562 | 0.93857 | 0.93142 |
| 23 | 0.97240 | 0.97104 | 0.97029 | 0.96973 | 0.96928 | 0.96759 | 0.96576 | 0.96200 | 0.95665 | 0.95122 |
| 24 | 0.98218 | 0.98153 | 0.98115 | 0.98087 | 0.98064 | 0.97967 | 0.97847 | 0.97584 | 0.97210 | 0.96830 |

| | *l(35)* | *l(40)* | *l(45)* | *l(50)* | *l(55)* | *l(60)* | *l(65)* | *l(70)* | *l(75)* | *l(80)* |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.25292 | 0.22780 | 0.20031 | 0.17150 | 0.14198 | 0.11139 | 0.07983 | 0.04863 | 0.02322 | 0.00739 |
| 2 | 0.29058 | 0.26395 | 0.23450 | 0.20317 | 0.17043 | 0.13581 | 0.09935 | 0.06244 | 0.03123 | 0.01073 |
| 3 | 0.32784 | 0.30011 | 0.26912 | 0.23565 | 0.20003 | 0.16165 | 0.12046 | 0.07782 | 0.04054 | 0.01487 |
| 4 | 0.36464 | 0.33615 | 0.30400 | 0.26878 | 0.23062 | 0.18876 | 0.14301 | 0.09470 | 0.05113 | 0.01984 |
| 5 | 0.40094 | 0.37200 | 0.33904 | 0.30243 | 0.26204 | 0.21698 | 0.16689 | 0.11300 | 0.06299 | 0.02567 |
| 6 | 0.43669 | 0.40758 | 0.37413 | 0.33646 | 0.29418 | 0.24619 | 0.19200 | 0.13265 | 0.07610 | 0.03240 |
| 7 | 0.47187 | 0.44286 | 0.40920 | 0.37078 | 0.32690 | 0.27627 | 0.21821 | 0.15357 | 0.09043 | 0.04004 |
| 8 | 0.50647 | 0.47777 | 0.44418 | 0.40530 | 0.36010 | 0.30711 | 0.24544 | 0.17569 | 0.10595 | 0.04859 |
| 9 | 0.54048 | 0.51229 | 0.47901 | 0.43994 | 0.39371 | 0.33862 | 0.27358 | 0.19892 | 0.12261 | 0.05805 |
| 10 | 0.57388 | 0.54640 | 0.51365 | 0.47463 | 0.42763 | 0.37070 | 0.30256 | 0.22321 | 0.14038 | 0.06843 |
| 11 | 0.60734 | 0.58064 | 0.54853 | 0.50968 | 0.46199 | 0.40333 | 0.33212 | 0.24808 | 0.15865 | 0.07923 |
| 12 | 0.63910 | 0.61322 | 0.58176 | 0.54304 | 0.49463 | 0.43423 | 0.36008 | 0.27165 | 0.17608 | 0.08962 |
| 13 | 0.67046 | 0.64559 | 0.61500 | 0.57670 | 0.52786 | 0.46600 | 0.38918 | 0.29656 | 0.19487 | 0.10110 |
| 14 | 0.70138 | 0.67768 | 0.64819 | 0.61057 | 0.56161 | 0.49859 | 0.41939 | 0.32283 | 0.21507 | 0.11375 |
| 15 | 0.73178 | 0.70942 | 0.68124 | 0.64457 | 0.59577 | 0.53192 | 0.45066 | 0.35044 | 0.23671 | 0.12764 |
| 16 | 0.76163 | 0.74074 | 0.71406 | 0.67859 | 0.63026 | 0.56589 | 0.48292 | 0.37935 | 0.25980 | 0.14282 |
| 17 | 0.79088 | 0.77160 | 0.74659 | 0.71255 | 0.66498 | 0.60043 | 0.51608 | 0.40952 | 0.28434 | 0.15933 |
| 18 | 0.81948 | 0.80190 | 0.77872 | 0.74633 | 0.69978 | 0.63536 | 0.55001 | 0.44083 | 0.31027 | 0.17718 |
| 19 | 0.84737 | 0.83159 | 0.81036 | 0.77981 | 0.73454 | 0.67057 | 0.58456 | 0.47315 | 0.33750 | 0.19633 |
| 20 | 0.87454 | 0.86062 | 0.84146 | 0.81291 | 0.76915 | 0.70590 | 0.61960 | 0.50635 | 0.36594 | 0.21676 |
| 21 | 0.89979 | 0.88779 | 0.87085 | 0.84474 | 0.80320 | 0.74164 | 0.65623 | 0.54253 | 0.39851 | 0.24149 |
| 22 | 0.92361 | 0.91386 | 0.89971 | 0.87690 | 0.83889 | 0.78065 | 0.69797 | 0.58571 | 0.43932 | 0.27418 |
| 23 | 0.94527 | 0.93779 | 0.92655 | 0.90747 | 0.87378 | 0.82008 | 0.74175 | 0.63290 | 0.48604 | 0.31365 |
| 24 | 0.96414 | 0.95885 | 0.95056 | 0.93553 | 0.90704 | 0.85930 | 0.78736 | 0.68455 | 0.54004 | 0.36216 |

## CUADRO 233. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA FEMENINA DESDE EL NACIMIENTO, $l(x)$, MODELO ESTE

| | *Probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento, l(x)* | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l(1)* | *l(2)* | *l(3)* | *l(4)* | *l(5)* | *l(10)* | *l(15)* | *l(20)* | *l(25)* | *l(30)* |
| 1 | 0.57215 | 0.49832 | 0.46694 | 0.44635 | 0.43206 | 0.40070 | 0.38442 | 0.36355 | 0.33791 | 0.30981 |
| 2 | 0.60670 | 0.53531 | 0.50496 | 0.48504 | 0.47123 | 0.44000 | 0.42364 | 0.40256 | 0.37652 | 0.34781 |
| 3 | 0.63820 | 0.56971 | 0.54059 | 0.52149 | 0.50823 | 0.47748 | 0.46123 | 0.44019 | 0.41405 | 0.38508 |
| 4 | 0.66712 | 0.60186 | 0.57412 | 0.55592 | 0.54329 | 0.51329 | 0.49731 | 0.47650 | 0.45053 | 0.42162 |
| 5 | 0.69382 | 0.63204 | 0.60578 | 0.58854 | 0.57659 | 0.54757 | 0.53197 | 0.51157 | 0.48600 | 0.45741 |
| 6 | 0.71859 | 0.66045 | 0.63574 | 0.61953 | 0.60828 | 0.58042 | 0.56532 | 0.54548 | 0.52050 | 0.49245 |
| 7 | 0.74167 | 0.68730 | 0.66418 | 0.64902 | 0.63849 | 0.61194 | 0.59744 | 0.57827 | 0.55405 | 0.52675 |
| 8 | 0.76326 | 0.71272 | 0.69124 | 0.67714 | 0.66736 | 0.64224 | 0.62841 | 0.61002 | 0.58669 | 0.56031 |
| 9 | 0.78352 | 0.73685 | 0.71702 | 0.70400 | 0.69497 | 0.67139 | 0.65828 | 0.64077 | 0.61846 | 0.59316 |
| 10 | 0.80258 | 0.75981 | 0.74163 | 0.72970 | 0.72142 | 0.69946 | 0.68713 | 0.67057 | 0.64938 | 0.62529 |
| 11 | 0.82040 | 0.78213 | 0.76586 | 0.75518 | 0.74777 | 0.72768 | 0.71612 | 0.70036 | 0.68011 | 0.65710 |
| 12 | 0.83700 | 0.80317 | 0.78879 | 0.77935 | 0.77280 | 0.75464 | 0.74401 | 0.72942 | 0.71056 | 0.68904 |
| 13 | 0.85297 | 0.82332 | 0.81071 | 0.80244 | 0.79670 | 0.78044 | 0.77077 | 0.75738 | 0.73998 | 0.72006 |
| 14 | 0.86831 | 0.84259 | 0.83166 | 0.82449 | 0.81952 | 0.80513 | 0.79643 | 0.78427 | 0.76838 | 0.75013 |
| 15 | 0.88302 | 0.86103 | 0.85168 | 0.84555 | 0.84129 | 0.82874 | 0.82101 | 0.81010 | 0.79576 | 0.77925 |
| 16 | 0.89710 | 0.87865 | 0.87080 | 0.86565 | 0.86208 | 0.85133 | 0.84457 | 0.83491 | 0.82214 | 0.80741 |
| 17 | 0.91058 | 0.89569 | 0.88926 | 0.88498 | 0.88194 | 0.87295 | 0.86716 | 0.85876 | 0.84758 | 0.83465 |
| 18 | 0.92343 | 0.91191 | 0.90684 | 0.90341 | 0.90092 | 0.89365 | 0.88881 | 0.88166 | 0.87207 | 0.86097 |
| 19 | 0.93567 | 0.92730 | 0.92354 | 0.92096 | 0.91905 | 0.91347 | 0.90957 | 0.90367 | 0.89566 | 0.88639 |
| 20 | 0.94732 | 0.94189 | 0.93942 | 0.93769 | 0.93638 | 0.93246 | 0.92949 | 0.92481 | 0.91838 | 0.91095 |
| 21 | 0.95907 | 0.95550 | 0.95384 | 0.95266 | 0.95176 | 0.94899 | 0.94684 | 0.94349 | 0.93881 | 0.93325 |
| 22 | 0.96937 | 0.96716 | 0.96611 | 0.96536 | 0.96478 | 0.96296 | 0.96148 | 0.95910 | 0.95574 | 0.95173 |
| 23 | 0.97856 | 0.97734 | 0.97675 | 0.97633 | 0.97599 | 0.97492 | 0.97398 | 0.97243 | 0.97021 | 0.96754 |
| 24 | 0.98640 | 0.98582 | 0.98554 | 0.98534 | 0.98517 | 0.98462 | 0.98410 | 0.98322 | 0.98192 | 0.98034 |
| | *l(35)* | *l(40)* | *l(45)* | *l(50)* | *l(55)* | *l(60)* | *l(65)* | *l(70)* | *l(75)* | *l(80)* |
| 1 | 0.28138 | 0.25342 | 0.22729 | 0.20212 | 0.17347 | 0.13850 | 0.09777 | 0.05676 | 0.02473 | 0.00673 |
| 2 | 0.31852 | 0.28943 | 0.26192 | 0.23504 | 0.20408 | 0.16579 | 0.12030 | 0.07300 | 0.03408 | 0.01043 |
| 3 | 0.35532 | 0.32547 | 0.29692 | 0.26865 | 0.23570 | 0.19448 | 0.14461 | 0.09121 | 0.04517 | 0.01523 |
| 4 | 0.39170 | 0.36143 | 0.33216 | 0.30279 | 0.26819 | 0.22442 | 0.17056 | 0.11133 | 0.05805 | 0.02123 |
| 5 | 0.42762 | 0.39724 | 0.36753 | 0.33734 | 0.30140 | 0.25546 | 0.19804 | 0.13328 | 0.07271 | 0.02850 |
| 6 | 0.46306 | 0.43282 | 0.40295 | 0.37220 | 0.33520 | 0.28748 | 0.22692 | 0.15699 | 0.08915 | 0.03712 |
| 7 | 0.49797 | 0.46813 | 0.43834 | 0.40727 | 0.36950 | 0.32034 | 0.25707 | 0.18236 | 0.10736 | 0.04715 |
| 8 | 0.53236 | 0.50313 | 0.47364 | 0.44247 | 0.40420 | 0.35395 | 0.28839 | 0.20931 | 0.12731 | 0.05862 |
| 9 | 0.56619 | 0.53778 | 0.50880 | 0.47773 | 0.43921 | 0.38821 | 0.32078 | 0.23775 | 0.14896 | 0.07156 |
| 10 | 0.59947 | 0.57205 | 0.54376 | 0.51299 | 0.47446 | 0.42302 | 0.35414 | 0.26761 | 0.17228 | 0.08600 |
| 11 | 0.63241 | 0.60600 | 0.57845 | 0.54800 | 0.50948 | 0.45773 | 0.38758 | 0.29776 | 0.19608 | 0.10105 |
| 12 | 0.66575 | 0.64051 | 0.61373 | 0.58360 | 0.54506 | 0.49290 | 0.42138 | 0.32823 | 0.22020 | 0.11637 |
| 13 | 0.69830 | 0.67441 | 0.64863 | 0.61906 | 0.58081 | 0.52864 | 0.45626 | 0.36032 | 0.24625 | 0.13343 |
| 14 | 0.73002 | 0.70764 | 0.68306 | 0.65429 | 0.61661 | 0.56484 | 0.49213 | 0.39398 | 0.27426 | 0.15237 |
| 15 | 0.76089 | 0.74016 | 0.71695 | 0.68920 | 0.65239 | 0.60140 | 0.52890 | 0.42915 | 0.30427 | 0.17326 |
| 16 | 0.79087 | 0.77192 | 0.75025 | 0.72371 | 0.68804 | 0.63823 | 0.56646 | 0.46576 | 0.33624 | 0.19620 |
| 17 | 0.82000 | 0.80292 | 0.78293 | 0.75780 | 0.72352 | 0.67523 | 0.60471 | 0.50373 | 0.37016 | 0.22124 |
| 18 | 0.84825 | 0.83311 | 0.81493 | 0.79136 | 0.75869 | 0.71226 | 0.64348 | 0.54287 | 0.40590 | 0.24835 |
| 19 | 0.87562 | 0.86250 | 0.84621 | 0.82434 | 0.79348 | 0.74921 | 0.68263 | 0.58304 | 0.44335 | 0.27752 |
| 20 | 0.90215 | 0.89108 | 0.87676 | 0.85670 | 0.82783 | 0.78599 | 0.72203 | 0.62407 | 0.48234 | 0.30866 |
| 21 | 0.92641 | 0.91739 | 0.90516 | 0.88729 | 0.86098 | 0.82239 | 0.76232 | 0.66789 | 0.52630 | 0.34591 |
| 22 | 0.94667 | 0.93974 | 0.92990 | 0.91475 | 0.89187 | 0.85781 | 0.80364 | 0.71563 | 0.57750 | 0.39260 |
| 23 | 0.96408 | 0.95913 | 0.95166 | 0.93943 | 0.92036 | 0.89153 | 0.84447 | 0.76500 | 0.63347 | 0.44698 |
| 24 | 0.97822 | 0.97501 | 0.96981 | 0.96061 | 0.94567 | 0.92264 | 0.88389 | 0.81533 | 0.69434 | 0.51067 |

CUADRO 232. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA DESDE EL NACIMIENTO, $l(x)$, PARA AMBOS SEXOS COMBINADOS, MODELO SUR

| | *Probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento, l(x)* | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l(1)* | *l(2)* | *l(3)* | *l(4)* | *l(5)* | *l(10)* | *l(15)* | *l(20)* | *l(25)* | *l(30)* |
| 1 | 0.67837 | 0.54723 | 0.48680 | 0.45466 | 0.43665 | 0.39953 | 0.38232 | 0.35883 | 0.32871 | 0.30017 |
| 2 | 0.70181 | 0.57838 | 0.52150 | 0.49124 | 0.47429 | 0.43769 | 0.42051 | 0.39694 | 0.36652 | 0.33744 |
| 3 | 0.72299 | 0.60721 | 0.55385 | 0.52548 | 0.50957 | 0.47387 | 0.45690 | 0.43352 | 0.40315 | 0.37390 |
| 4 | 0.74227 | 0.63404 | 0.58416 | 0.55763 | 0.54277 | 0.50824 | 0.49164 | 0.46866 | 0.43864 | 0.40954 |
| 5 | 0.75995 | 0.65913 | 0.61266 | 0.58795 | 0.57410 | 0.54099 | 0.52487 | 0.50248 | 0.47306 | 0.44435 |
| 6 | 0.77627 | 0.68268 | 0.63955 | 0.61661 | 0.60376 | 0.57222 | 0.55671 | 0.53504 | 0.50643 | 0.47835 |
| 7 | 0.79138 | 0.70485 | 0.66498 | 0.64377 | 0.63188 | 0.60209 | 0.58725 | 0.56644 | 0.53881 | 0.51154 |
| 8 | 0.80545 | 0.72580 | 0.68910 | 0.66957 | 0.65864 | 0.63068 | 0.61658 | 0.59673 | 0.57023 | 0.54395 |
| 9 | 0.81859 | 0.74564 | 0.71201 | 0.69413 | 0.68411 | 0.65809 | 0.64479 | 0.62598 | 0.60074 | 0.57559 |
| 10 | 0.83070 | 0.76411 | 0.73342 | 0.71709 | 0.70794 | 0.68425 | 0.67180 | 0.65393 | 0.62988 | 0.60578 |
| 11 | 0.84137 | 0.78177 | 0.75430 | 0.73969 | 0.73150 | 0.71001 | 0.69849 | 0.68191 | 0.65939 | 0.63673 |
| 12 | 0.85178 | 0.79878 | 0.77435 | 0.76135 | 0.75408 | 0.73475 | 0.72417 | 0.70890 | 0.68806 | 0.66695 |
| 13 | 0.86194 | 0.81515 | 0.79359 | 0.78212 | 0.77570 | 0.75850 | 0.74888 | 0.73494 | 0.71583 | 0.69632 |
| 14 | 0.87181 | 0.83091 | 0.81206 | 0.80203 | 0.79642 | 0.78132 | 0.77265 | 0.76006 | 0.74270 | 0.72486 |
| 15 | 0.88138 | 0.84607 | 0.82980 | 0.82114 | 0.81629 | 0.80323 | 0.79553 | 0.78429 | 0.76869 | 0.75257 |
| 16 | 0.89065 | 0.86064 | 0.84681 | 0.83945 | 0.83533 | 0.82429 | 0.81754 | 0.80764 | 0.79383 | 0.77943 |
| 17 | 0.89960 | 0.87473 | 0.86322 | 0.85708 | 0.85361 | 0.84452 | 0.83873 | 0.83017 | 0.81813 | 0.80549 |
| 18 | 0.90829 | 0.88845 | 0.87917 | 0.87416 | 0.87128 | 0.86410 | 0.85926 | 0.85204 | 0.84178 | 0.83092 |
| 19 | 0.91822 | 0.90333 | 0.89618 | 0.89223 | 0.88989 | 0.88422 | 0.88022 | 0.87440 | 0.86624 | 0.85735 |
| 20 | 0.92784 | 0.91657 | 0.91102 | 0.90790 | 0.90599 | 0.90163 | 0.89841 | 0.89373 | 0.88718 | 0.87992 |
| 21 | 0.93743 | 0.92922 | 0.92507 | 0.92269 | 0.92120 | 0.91798 | 0.91548 | 0.91184 | 0.90675 | 0.90103 |
| 22 | 0.94696 | 0.94127 | 0.93831 | 0.93659 | 0.93548 | 0.93323 | 0.93135 | 0.92865 | 0.92486 | 0.92053 |
| 23 | 0.95637 | 0.95267 | 0.95071 | 0.94953 | 0.94876 | 0.94729 | 0.94596 | 0.94407 | 0.94141 | 0.93832 |
| 24 | 0.96557 | 0.96338 | 0.96218 | 0.96145 | 0.96097 | 0.96009 | 0.95923 | 0.95800 | 0.95627 | 0.95422 |
| | *l(35)* | *l(40)* | *l(45)* | *l(50)* | *l(55)* | *l(60)* | *l(65)* | *l(70)* | *l(75)* | *l(80)* |
| 1 | 0.27377 | 0.24799 | 0.22244 | 0.19706 | 0.16869 | 0.13676 | 0.09800 | 0.05867 | 0.02537 | 0.00642 |
| 2 | 0.31028 | 0.28348 | 0.25660 | 0.22953 | 0.19887 | 0.16383 | 0.12056 | 0.07530 | 0.03504 | 0.01015 |
| 3 | 0.34631 | 0.31884 | 0.29097 | 0.26255 | 0.22993 | 0.19214 | 0.14474 | 0.09380 | 0.04646 | 0.01499 |
| 4 | 0.38181 | 0.35398 | 0.32542 | 0.29595 | 0.26170 | 0.22150 | 0.17038 | 0.11404 | 0.05960 | 0.02104 |
| 5 | 0.41675 | 0.38883 | 0.35987 | 0.32961 | 0.29404 | 0.25178 | 0.19735 | 0.13596 | 0.07447 | 0.02835 |
| 6 | 0.45111 | 0.42334 | 0.39421 | 0.36344 | 0.32684 | 0.28283 | 0.22549 | 0.15942 | 0.09101 | 0.03700 |
| 7 | 0.48486 | 0.45746 | 0.42841 | 0.39734 | 0.35997 | 0.31454 | 0.25469 | 0.18433 | 0.10918 | 0.04699 |
| 8 | 0.51800 | 0.49116 | 0.46238 | 0.43124 | 0.39337 | 0.34681 | 0.28484 | 0.21059 | 0.12895 | 0.05837 |
| 9 | 0.55052 | 0.52442 | 0.49610 | 0.46508 | 0.42693 | 0.37953 | 0.31584 | 0.23810 | 0.15026 | 0.07115 |
| 10 | 0.58162 | 0.55625 | 0.52845 | 0.49764 | 0.45946 | 0.41150 | 0.34653 | 0.26578 | 0.17212 | 0.08471 |
| 11 | 0.61363 | 0.58916 | 0.56195 | 0.53140 | 0.49310 | 0.44448 | 0.37809 | 0.29429 | 0.19480 | 0.09892 |
| 12 | 0.64514 | 0.62183 | 0.59548 | 0.56543 | 0.52723 | 0.47825 | 0.41081 | 0.32436 | 0.21934 | 0.11482 |
| 13 | 0.67591 | 0.65389 | 0.62858 | 0.59923 | 0.56140 | 0.51238 | 0.44431 | 0.35572 | 0.24559 | 0.13240 |
| 14 | 0.70593 | 0.68531 | 0.66118 | 0.63274 | 0.59552 | 0.54676 | 0.47851 | 0.38828 | 0.27351 | 0.15171 |
| 15 | 0.73519 | 0.71606 | 0.69325 | 0.66588 | 0.62950 | 0.58129 | 0.51329 | 0.42195 | 0.30304 | 0.17275 |
| 16 | 0.76366 | 0.74611 | 0.72475 | 0.69859 | 0.66326 | 0.61588 | 0.54852 | 0.45661 | 0.33410 | 0.19553 |
| 17 | 0.79136 | 0.77545 | 0.75563 | 0.73082 | 0.69674 | 0.65046 | 0.58413 | 0.49214 | 0.36661 | 0.22004 |
| 18 | 0.81849 | 0.80429 | 0.78610 | 0.76278 | 0.73005 | 0.68508 | 0.61999 | 0.52835 | 0.40042 | 0.24620 |
| 19 | 0.84684 | 0.83463 | 0.81845 | 0.79701 | 0.76608 | 0.72286 | 0.65975 | 0.56943 | 0.44006 | 0.27821 |
| 20 | 0.87116 | 0.86081 | 0.84666 | 0.82734 | 0.79876 | 0.75815 | 0.69828 | 0.61095 | 0.48220 | 0.31439 |
| 21 | 0.89391 | 0.88538 | 0.87331 | 0.85628 | 0.83037 | 0.79288 | 0.73699 | 0.65380 | 0.52729 | 0.35491 |
| 22 | 0.91498 | 0.90820 | 0.89824 | 0.88364 | 0.86068 | 0.82680 | 0.77568 | 0.69790 | 0.57550 | 0.40047 |
| 23 | 0.93420 | 0.92906 | 0.92117 | 0.90910 | 0.88938 | 0.85957 | 0.81402 | 0.74301 | 0.62695 | 0.45182 |
| 24 | 0.95138 | 0.94773 | 0.94183 | 0.93232 | 0.91606 | 0.89078 | 0.85159 | 0.78879 | 0.68167 | 0.50984 |

*Nota:* Los valores de $l(x)$ se basan en un índice de masculinidad al nacer de 105 varones por cada 100 mujeres.

CUADRO 231. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA MASCULINA DESDE EL NACIMIENTO, $l(x)$, MODELO SUR

| | *Probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento, l(x)* | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l(1)* | *l(2)* | *l(3)* | *l(4)* | *l(5)* | *l(10)* | *l(15)* | *l(20)* | *l(25)* | *l(30)* |
| 1 | 0.66445 | 0.53955 | 0.48194 | 0.45107 | 0.43401 | 0.39926 | 0.38400 | 0.36199 | 0.33087 | 0.30238 |
| 2 | 0.68878 | 0.57082 | 0.51641 | 0.48725 | 0.47115 | 0.43683 | 0.42157 | 0.39948 | 0.36805 | 0.33906 |
| 3 | 0.71075 | 0.59976 | 0.54857 | 0.52113 | 0.50598 | 0.47244 | 0.45733 | 0.43539 | 0.40401 | 0.37487 |
| 4 | 0.73076 | 0.62670 | 0.57869 | 0.55296 | 0.53876 | 0.50626 | 0.49143 | 0.46984 | 0.43879 | 0.40980 |
| 5 | 0.74911 | 0.65187 | 0.60702 | 0.58298 | 0.56971 | 0.53846 | 0.52401 | 0.50293 | 0.47247 | 0.44387 |
| 6 | 0.76604 | 0.67551 | 0.63375 | 0.61137 | 0.59901 | 0.56917 | 0.55520 | 0.53475 | 0.50508 | 0.47709 |
| 7 | 0.78172 | 0.69776 | 0.65903 | 0.63828 | 0.62681 | 0.59852 | 0.58509 | 0.56540 | 0.53669 | 0.50948 |
| 8 | 0.79632 | 0.71878 | 0.68301 | 0.66384 | 0.65326 | 0.62661 | 0.61378 | 0.59493 | 0.56732 | 0.54107 |
| 9 | 0.80996 | 0.73868 | 0.70580 | 0.68818 | 0.67845 | 0.65353 | 0.64135 | 0.62341 | 0.59704 | 0.57186 |
| 10 | 0.82248 | 0.75682 | 0.72654 | 0.71030 | 0.70134 | 0.67848 | 0.66701 | 0.64993 | 0.62468 | 0.60052 |
| 11 | 0.83358 | 0.77468 | 0.74751 | 0.73294 | 0.72490 | 0.70400 | 0.69325 | 0.67724 | 0.65340 | 0.63058 |
| 12 | 0.84441 | 0.79188 | 0.76765 | 0.75466 | 0.74749 | 0.72855 | 0.71853 | 0.70363 | 0.68148 | 0.66009 |
| 13 | 0.85498 | 0.80845 | 0.78700 | 0.77549 | 0.76914 | 0.75214 | 0.74289 | 0.72914 | 0.70869 | 0.68883 |
| 14 | 0.86525 | 0.82442 | 0.80558 | 0.79548 | 0.78991 | 0.77482 | 0.76636 | 0.75379 | 0.73507 | 0.71680 |
| 15 | 0.87522 | 0.83978 | 0.82343 | 0.81467 | 0.80983 | 0.79662 | 0.78896 | 0.77758 | 0.76063 | 0.74400 |
| 16 | 0.88487 | 0.85455 | 0.84056 | 0.83307 | 0.82893 | 0.81758 | 0.81072 | 0.80054 | 0.78537 | 0.77040 |
| 17 | 0.89419 | 0.86875 | 0.85701 | 0.85073 | 0.84725 | 0.83772 | 0.83167 | 0.82270 | 0.80931 | 0.79603 |
| 18 | 0.90324 | 0.88267 | 0.87307 | 0.86788 | 0.86498 | 0.85725 | 0.85202 | 0.84426 | 0.83265 | 0.82110 |
| 19 | 0.91382 | 0.89888 | 0.89165 | 0.88762 | 0.88528 | 0.87921 | 0.87480 | 0.86836 | 0.85911 | 0.84948 |
| 20 | 0.92390 | 0.91265 | 0.90700 | 0.90377 | 0.90183 | 0.89709 | 0.89345 | 0.88814 | 0.88064 | 0.87268 |
| 21 | 0.93395 | 0.92580 | 0.92155 | 0.91906 | 0.91752 | 0.91396 | 0.91104 | 0.90680 | 0.90090 | 0.89453 |
| 22 | 0.94395 | 0.93833 | 0.93528 | 0.93345 | 0.93230 | 0.92976 | 0.92749 | 0.92425 | 0.91980 | 0.91490 |
| 23 | 0.95383 | 0.95020 | 0.94816 | 0.94690 | 0.94609 | 0.94439 | 0.94273 | 0.94038 | 0.93720 | 0.93363 |
| 24 | 0.96352 | 0.96137 | 0.96012 | 0.95933 | 0.95882 | 0.95777 | 0.95664 | 0.95506 | 0.95296 | 0.95054 |
| | *l(35)* | *l(40)* | *l(45)* | *l(50)* | *l(55)* | *l(60)* | *l(65)* | *l(70)* | *l(75)* | *l(80)* |
| 1 | 0.27675 | 0.25110 | 0.22380 | 0.19568 | 0.16511 | 0.13177 | 0.09393 | 0.05659 | 0.02518 | 0.00684 |
| 2 | 0.31266 | 0.28600 | 0.25729 | 0.22732 | 0.19421 | 0.15750 | 0.11508 | 0.07202 | 0.03416 | 0.01038 |
| 3 | 0.34800 | 0.32065 | 0.29089 | 0.25940 | 0.22411 | 0.18436 | 0.13767 | 0.08906 | 0.04461 | 0.01484 |
| 4 | 0.38274 | 0.35500 | 0.32448 | 0.29180 | 0.25465 | 0.21219 | 0.16156 | 0.10761 | 0.05650 | 0.02029 |
| 5 | 0.41686 | 0.38898 | 0.35799 | 0.32440 | 0.28569 | 0.24085 | 0.18662 | 0.12758 | 0.06982 | 0.02675 |
| 6 | 0.45034 | 0.42254 | 0.39133 | 0.35710 | 0.31713 | 0.27020 | 0.21271 | 0.14887 | 0.08451 | 0.03427 |
| 7 | 0.48318 | 0.45566 | 0.42446 | 0.38983 | 0.34886 | 0.30014 | 0.23972 | 0.17139 | 0.10054 | 0.04284 |
| 8 | 0.51537 | 0.48830 | 0.45732 | 0.42251 | 0.38081 | 0.33057 | 0.26756 | 0.19504 | 0.11785 | 0.05248 |
| 9 | 0.54690 | 0.52046 | 0.48987 | 0.45509 | 0.41288 | 0.36141 | 0.29613 | 0.21973 | 0.13640 | 0.06319 |
| 10 | 0.57626 | 0.55042 | 0.52025 | 0.48557 | 0.44305 | 0.39060 | 0.32340 | 0.24356 | 0.15458 | 0.07397 |
| 11 | 0.60713 | 0.58195 | 0.55223 | 0.51769 | 0.47483 | 0.42131 | 0.35212 | 0.26878 | 0.17394 | 0.08558 |
| 12 | 0.63776 | 0.61361 | 0.58470 | 0.55057 | 0.50757 | 0.45322 | 0.38229 | 0.29567 | 0.19509 | 0.09863 |
| 13 | 0.66774 | 0.64475 | 0.61683 | 0.58333 | 0.54046 | 0.48558 | 0.41329 | 0.32378 | 0.21772 | 0.11301 |
| 14 | 0.69704 | 0.67531 | 0.64854 | 0.61589 | 0.57340 | 0.51829 | 0.44502 | 0.35304 | 0.24181 | 0.12878 |
| 15 | 0.72563 | 0.70527 | 0.67979 | 0.64816 | 0.60629 | 0.55125 | 0.47740 | 0.38337 | 0.26732 | 0.14595 |
| 16 | 0.75349 | 0.73458 | 0.71052 | 0.68008 | 0.63905 | 0.58436 | 0.51029 | 0.41466 | 0.29417 | 0.16452 |
| 17 | 0.78062 | 0.76323 | 0.74068 | 0.71158 | 0.67160 | 0.61755 | 0.54362 | 0.44681 | 0.32232 | 0.18448 |
| 18 | 0.80724 | 0.79144 | 0.77051 | 0.74289 | 0.70415 | 0.65098 | 0.57755 | 0.48000 | 0.35191 | 0.20599 |
| 19 | 0.83773 | 0.82410 | 0.80547 | 0.77995 | 0.74302 | 0.69119 | 0.61887 | 0.52130 | 0.38997 | 0.23473 |
| 20 | 0.86275 | 0.85103 | 0.83457 | 0.81136 | 0.77681 | 0.72736 | 0.65753 | 0.56162 | 0.42906 | 0.26614 |
| 21 | 0.88632 | 0.87651 | 0.86232 | 0.84163 | 0.80988 | 0.76343 | 0.69699 | 0.60393 | 0.47153 | 0.30179 |
| 22 | 0.90836 | 0.90042 | 0.88856 | 0.87061 | 0.84206 | 0.79926 | 0.73717 | 0.64835 | 0.51785 | 0.34262 |
| 23 | 0.92867 | 0.92253 | 0.91300 | 0.89795 | 0.87300 | 0.83454 | 0.77786 | 0.69484 | 0.56843 | 0.38965 |
| 24 | 0.94702 | 0.94256 | 0.93531 | 0.92326 | 0.90228 | 0.86885 | 0.81872 | 0.74330 | 0.62368 | 0.44418 |

## CUADRO 230. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA FEMENINA DESDE EL NACIMIENTO, $l(x)$, MODELO SUR

| | *Probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento, l(x)* | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l(1)* | *l(2)* | *l(3)* | *l(4)* | *l(5)* | *l(10)* | *l(15)* | *l(20)* | *l(25)* | *l(30)* |
| 1 | 0.69300 | 0.55531 | 0.49192 | 0.45845 | 0.43943 | 0.39982 | 0.38056 | 0.35552 | 0.32645 | 0.29785 |
| 2 | 0.71551 | 0.58633 | 0.52685 | 0.49544 | 0.47760 | 0.43860 | 0.41940 | 0.39429 | 0.36492 | 0.33575 |
| 3 | 0.73585 | 0.61504 | 0.55941 | 0.53005 | 0.51336 | 0.47538 | 0.45646 | 0.43156 | 0.40225 | 0.37290 |
| 4 | 0.75437 | 0.64176 | 0.58992 | 0.56254 | 0.54699 | 0.51034 | 0.49188 | 0.46744 | 0.43850 | 0.40928 |
| 5 | 0.77135 | 0.66676 | 0.61860 | 0.59317 | 0.57872 | 0.54365 | 0.52579 | 0.50201 | 0.47368 | 0.44487 |
| 6 | 0.78702 | 0.69022 | 0.64565 | 0.62212 | 0.60875 | 0.57544 | 0.55831 | 0.53536 | 0.50785 | 0.47968 |
| 7 | 0.80153 | 0.71231 | 0.67124 | 0.64955 | 0.63722 | 0.60585 | 0.58953 | 0.56754 | 0.54105 | 0.51372 |
| 8 | 0.81504 | 0.73318 | 0.69550 | 0.67560 | 0.66429 | 0.63496 | 0.61954 | 0.59863 | 0.57330 | 0.54699 |
| 9 | 0.82766 | 0.75295 | 0.71855 | 0.70039 | 0.69007 | 0.66288 | 0.64842 | 0.62868 | 0.60464 | 0.57951 |
| 10 | 0.83935 | 0.77177 | 0.74065 | 0.72422 | 0.71489 | 0.69031 | 0.67685 | 0.65815 | 0.63535 | 0.61131 |
| 11 | 0.84956 | 0.78923 | 0.76145 | 0.74679 | 0.73845 | 0.71633 | 0.70401 | 0.68682 | 0.66568 | 0.64319 |
| 12 | 0.85953 | 0.80603 | 0.78140 | 0.76839 | 0.76100 | 0.74127 | 0.73010 | 0.71444 | 0.69500 | 0.67416 |
| 13 | 0.86925 | 0.82219 | 0.80052 | 0.78909 | 0.78259 | 0.76519 | 0.75517 | 0.74104 | 0.72334 | 0.70420 |
| 14 | 0.87870 | 0.83774 | 0.81888 | 0.80892 | 0.80326 | 0.78815 | 0.77927 | 0.76666 | 0.75072 | 0.73333 |
| 15 | 0.88786 | 0.85268 | 0.83649 | 0.82794 | 0.82308 | 0.81018 | 0.80244 | 0.79134 | 0.77717 | 0.76157 |
| 16 | 0.89673 | 0.86705 | 0.85339 | 0.84617 | 0.84207 | 0.83135 | 0.82471 | 0.81511 | 0.80272 | 0.78892 |
| 17 | 0.90529 | 0.88101 | 0.86975 | 0.86375 | 0.86029 | 0.85168 | 0.84615 | 0.83802 | 0.82741 | 0.81543 |
| 18 | 0.91361 | 0.89454 | 0.88559 | 0.88077 | 0.87791 | 0.87131 | 0.86688 | 0.86022 | 0.85138 | 0.84125 |
| 19 | 0.92285 | 0.90801 | 0.90094 | 0.89708 | 0.89474 | 0.88949 | 0.88592 | 0.88076 | 0.87374 | 0.86562 |
| 20 | 0.93199 | 0.92070 | 0.91525 | 0.91224 | 0.91036 | 0.90641 | 0.90363 | 0.89962 | 0.89406 | 0.88754 |
| 21 | 0.94110 | 0.93283 | 0.92878 | 0.92651 | 0.92507 | 0.92222 | 0.92015 | 0.91715 | 0.91291 | 0.90786 |
| 22 | 0.95013 | 0.94436 | 0.94151 | 0.93989 | 0.93883 | 0.93689 | 0.93542 | 0.93328 | 0.93019 | 0.92646 |
| 23 | 0.95904 | 0.95528 | 0.95339 | 0.95230 | 0.95158 | 0.95035 | 0.94937 | 0.94795 | 0.94584 | 0.94325 |
| 24 | 0.96774 | 0.96550 | 0.96436 | 0.96369 | 0.96324 | 0.96254 | 0.96195 | 0.96109 | 0.95976 | 0.95810 |

| | *l(35)* | *l(40)* | *l(45)* | *l(50)* | *l(55)* | *l(60)* | *l(65)* | *l(70)* | *l(75)* | *l(80)* |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.27066 | 0.24473 | 0.22102 | 0.19851 | 0.17246 | 0.14202 | 0.10228 | 0.06086 | 0.02557 | 0.00598 |
| 2 | 0.30779 | 0.28085 | 0.25588 | 0.23187 | 0.20377 | 0.17049 | 0.12633 | 0.07876 | 0.03598 | 0.00992 |
| 3 | 0.34454 | 0.31694 | 0.29106 | 0.26586 | 0.23605 | 0.20031 | 0.15218 | 0.09878 | 0.04841 | 0.01516 |
| 4 | 0.38084 | 0.35292 | 0.32642 | 0.30032 | 0.26911 | 0.23129 | 0.17966 | 0.12081 | 0.06287 | 0.02183 |
| 5 | 0.41665 | 0.38869 | 0.36185 | 0.33510 | 0.30282 | 0.26327 | 0.20862 | 0.14476 | 0.07936 | 0.03004 |
| 6 | 0.45192 | 0.42419 | 0.39725 | 0.37011 | 0.33704 | 0.29611 | 0.23892 | 0.17050 | 0.09784 | 0.03987 |
| 7 | 0.48664 | 0.45937 | 0.43256 | 0.40524 | 0.37165 | 0.32968 | 0.27042 | 0.19793 | 0.11827 | 0.05136 |
| 8 | 0.52078 | 0.49418 | 0.46771 | 0.44042 | 0.40656 | 0.36387 | 0.30300 | 0.22693 | 0.14062 | 0.06457 |
| 9 | 0.55434 | 0.52858 | 0.50265 | 0.47558 | 0.44169 | 0.39857 | 0.33654 | 0.25740 | 0.16482 | 0.07952 |
| 10 | 0.58725 | 0.56239 | 0.53707 | 0.51033 | 0.47670 | 0.43345 | 0.37082 | 0.28913 | 0.19055 | 0.09599 |
| 11 | 0.62047 | 0.59675 | 0.57217 | 0.54581 | 0.51229 | 0.46882 | 0.40536 | 0.32108 | 0.21671 | 0.11294 |
| 12 | 0.65289 | 0.63047 | 0.60680 | 0.58104 | 0.54788 | 0.50455 | 0.44076 | 0.35449 | 0.24482 | 0.13184 |
| 13 | 0.68450 | 0.66350 | 0.64092 | 0.61594 | 0.58340 | 0.54053 | 0.47690 | 0.38927 | 0.27487 | 0.15278 |
| 14 | 0.71528 | 0.69582 | 0.67447 | 0.65044 | 0.61876 | 0.57666 | 0.51368 | 0.42530 | 0.30681 | 0.17579 |
| 15 | 0.74523 | 0.72740 | 0.70740 | 0.68449 | 0.65388 | 0.61284 | 0.55098 | 0.46247 | 0.34056 | 0.20090 |
| 16 | 0.77434 | 0.75822 | 0.73970 | 0.71803 | 0.68869 | 0.64899 | 0.58867 | 0.50066 | 0.37603 | 0.22811 |
| 17 | 0.80265 | 0.78830 | 0.77134 | 0.75104 | 0.72314 | 0.68503 | 0.62667 | 0.53974 | 0.41312 | 0.25739 |
| 18 | 0.83032 | 0.81780 | 0.80249 | 0.78368 | 0.75725 | 0.72089 | 0.66456 | 0.57913 | 0.45137 | 0.28844 |
| 19 | 0.85641 | 0.84569 | 0.83210 | 0.81494 | 0.79031 | 0.75612 | 0.70268 | 0.61998 | 0.49266 | 0.32387 |
| 20 | 0.88000 | 0.87108 | 0.85936 | 0.84413 | 0.82181 | 0.79050 | 0.74107 | 0.66276 | 0.53801 | 0.36506 |
| 21 | 0.90190 | 0.89470 | 0.88487 | 0.87168 | 0.85189 | 0.82381 | 0.77901 | 0.70618 | 0.58584 | 0.41070 |
| 22 | 0.92195 | 0.91637 | 0.90841 | 0.89733 | 0.88025 | 0.85572 | 0.81613 | 0.74994 | 0.63604 | 0.46123 |
| 23 | 0.94001 | 0.93592 | 0.92975 | 0.92081 | 0.90658 | 0.88586 | 0.85200 | 0.79359 | 0.68841 | 0.51710 |
| 24 | 0.95596 | 0.95316 | 0.94868 | 0.94184 | 0.93053 | 0.91382 | 0.88612 | 0.83657 | 0.74258 | 0.57880 |

CUADRO 229. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA DESDE EL NACIMIENTO, $l(x)$, PARA AMBOS SEXOS COMBINADOS, MODELO NORTE

| | *Probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento,* l(x) | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l(1)* | *l(2)* | *l(3)* | *l(4)* | *l(5)* | *l(10)* | *l(15)* | *l(20)* | *l(25)* | *l(30)* |
| 1 | 0.65392 | 0.57185 | 0.52163 | 0.48402 | 0.45544 | 0.39718 | 0.37104 | 0.34598 | 0.31664 | 0.28688 |
| 2 | 0.68379 | 0.60579 | 0.55808 | 0.52234 | 0.49519 | 0.43758 | 0.41135 | 0.38592 | 0.35589 | 0.32523 |
| 3 | 0.71061 | 0.63686 | 0.59175 | 0.55795 | 0.53228 | 0.47592 | 0.44989 | 0.42438 | 0.39403 | 0.36285 |
| 4 | 0.73491 | 0.66548 | 0.62301 | 0.59120 | 0.56703 | 0.51234 | 0.48677 | 0.46144 | 0.43106 | 0.39969 |
| 5 | 0.75708 | 0.69200 | 0.65218 | 0.62236 | 0.59970 | 0.54703 | 0.52210 | 0.49715 | 0.46701 | 0.43574 |
| 6 | 0.77743 | 0.71667 | 0.67950 | 0.65166 | 0.63051 | 0.58012 | 0.55600 | 0.53159 | 0.50190 | 0.47098 |
| 7 | 0.79622 | 0.73973 | 0.70518 | 0.67929 | 0.65963 | 0.61173 | 0.58855 | 0.56483 | 0.53578 | 0.50541 |
| 8 | 0.81365 | 0.76136 | 0.72938 | 0.70542 | 0.68722 | 0.64198 | 0.61984 | 0.59692 | 0.56867 | 0.53903 |
| 9 | 0.82988 | 0.78171 | 0.75224 | 0.73018 | 0.71342 | 0.67095 | 0.64995 | 0.62793 | 0.60061 | 0.57186 |
| 10 | 0.84503 | 0.80090 | 0.77391 | 0.75369 | 0.73834 | 0.69873 | 0.67893 | 0.65790 | 0.63162 | 0.60391 |
| 11 | 0.85924 | 0.81905 | 0.79446 | 0.77606 | 0.76207 | 0.72540 | 0.70687 | 0.68688 | 0.66175 | 0.63518 |
| 12 | 0.87255 | 0.83620 | 0.81397 | 0.79732 | 0.78466 | 0.75097 | 0.73375 | 0.71487 | 0.69095 | 0.66563 |
| 13 | 0.88497 | 0.85299 | 0.83342 | 0.81877 | 0.80764 | 0.77729 | 0.76138 | 0.74346 | 0.72053 | 0.69624 |
| 14 | 0.89613 | 0.86841 | 0.85139 | 0.83861 | 0.82886 | 0.80185 | 0.78736 | 0.77059 | 0.74896 | 0.72599 |
| 15 | 0.90699 | 0.88329 | 0.86860 | 0.85753 | 0.84904 | 0.82525 | 0.81220 | 0.79668 | 0.77646 | 0.75495 |
| 16 | 0.91750 | 0.89785 | 0.88526 | 0.87564 | 0.86818 | 0.84751 | 0.83592 | 0.82169 | 0.80298 | 0.78306 |
| 17 | 0.92764 | 0.91162 | 0.90101 | 0.89278 | 0.88633 | 0.86868 | 0.85853 | 0.84564 | 0.82851 | 0.81027 |
| 18 | 0.93737 | 0.92460 | 0.91585 | 0.90899 | 0.90354 | 0.88879 | 0.88008 | 0.86855 | 0.85307 | 0.83656 |
| 19 | 0.94668 | 0.93682 | 0.92985 | 0.92431 | 0.91987 | 0.90792 | 0.90061 | 0.89046 | 0.87664 | 0.86193 |
| 20 | 0.95555 | 0.94833 | 0.94304 | 0.93880 | 0.93537 | 0.92612 | 0.92019 | 0.91142 | 0.89928 | 0.88638 |
| 21 | 0.96397 | 0.95913 | 0.95548 | 0.95252 | 0.95011 | 0.94346 | 0.93889 | 0.93148 | 0.92104 | 0.90996 |
| 22 | 0.97194 | 0.96932 | 0.96728 | 0.96561 | 0.96425 | 0.96014 | 0.95690 | 0.95088 | 0.94214 | 0.93292 |
| 23 | 0.97905 | 0.97753 | 0.97630 | 0.97529 | 0.97445 | 0.97179 | 0.96958 | 0.96524 | 0.95899 | 0.95228 |
| 24 | 0.98583 | 0.98506 | 0.98442 | 0.98389 | 0.98345 | 0.98196 | 0.98061 | 0.97757 | 0.97313 | 0.96838 |
| | *l(35)* | *l(40)* | *l(45)* | *l(50)* | *l(55)* | *l(60)* | *l(65)* | *l(70)* | *l(75)* | *l(80)* |
| 1 | 0.25673 | 0.22585 | 0.19535 | 0.16574 | 0.13634 | 0.10488 | 0.07265 | 0.04214 | 0.01756 | 0.00444 |
| 2 | 0.29392 | 0.26153 | 0.22914 | 0.19720 | 0.16487 | 0.12971 | 0.09273 | 0.05646 | 0.02567 | 0.00760 |
| 3 | 0.33079 | 0.29736 | 0.26349 | 0.22965 | 0.19480 | 0.15631 | 0.11487 | 0.07292 | 0.03564 | 0.01193 |
| 4 | 0.36725 | 0.33316 | 0.29823 | 0.26290 | 0.22590 | 0.18448 | 0.13892 | 0.09147 | 0.04753 | 0.01760 |
| 5 | 0.40322 | 0.36883 | 0.33321 | 0.29677 | 0.25799 | 0.21405 | 0.16473 | 0.11200 | 0.06135 | 0.02470 |
| 6 | 0.43866 | 0.40427 | 0.36830 | 0.33111 | 0.29092 | 0.24486 | 0.19217 | 0.13445 | 0.07714 | 0.03335 |
| 7 | 0.47353 | 0.43943 | 0.40341 | 0.36580 | 0.32453 | 0.27675 | 0.22110 | 0.15872 | 0.09486 | 0.04362 |
| 8 | 0.50781 | 0.47425 | 0.43846 | 0.40073 | 0.35871 | 0.30959 | 0.25138 | 0.18471 | 0.11450 | 0.05557 |
| 9 | 0.54148 | 0.50867 | 0.47337 | 0.43581 | 0.39333 | 0.34325 | 0.28289 | 0.21232 | 0.13601 | 0.06924 |
| 10 | 0.57452 | 0.54267 | 0.50809 | 0.47095 | 0.42832 | 0.37762 | 0.31551 | 0.24145 | 0.15935 | 0.08467 |
| 11 | 0.60693 | 0.57620 | 0.54255 | 0.50608 | 0.46356 | 0.41259 | 0.34914 | 0.27201 | 0.18444 | 0.10185 |
| 12 | 0.63864 | 0.60920 | 0.57665 | 0.54107 | 0.49894 | 0.44815 | 0.38385 | 0.30413 | 0.21159 | 0.12119 |
| 13 | 0.67032 | 0.64202 | 0.61044 | 0.57570 | 0.53386 | 0.48310 | 0.41781 | 0.33545 | 0.23793 | 0.13990 |
| 14 | 0.70143 | 0.67449 | 0.64404 | 0.61014 | 0.56857 | 0.51779 | 0.45153 | 0.36666 | 0.26441 | 0.15900 |
| 15 | 0.73191 | 0.70651 | 0.67745 | 0.64466 | 0.60372 | 0.55332 | 0.48651 | 0.39967 | 0.29308 | 0.18028 |
| 16 | 0.76166 | 0.73800 | 0.71053 | 0.67915 | 0.63915 | 0.58955 | 0.52279 | 0.43442 | 0.32398 | 0.20389 |
| 17 | 0.79063 | 0.76884 | 0.74319 | 0.71346 | 0.67473 | 0.62635 | 0.56009 | 0.47082 | 0.35709 | 0.22991 |
| 18 | 0.81877 | 0.79897 | 0.77531 | 0.74747 | 0.71031 | 0.66353 | 0.59829 | 0.50874 | 0.39234 | 0.25839 |
| 19 | 0.84605 | 0.82834 | 0.80681 | 0.78105 | 0.74575 | 0.70094 | 0.63722 | 0.54799 | 0.42963 | 0.28933 |
| 20 | 0.87247 | 0.85690 | 0.83761 | 0.81411 | 0.78090 | 0.73840 | 0.67665 | 0.58839 | 0.46877 | 0.32265 |
| 21 | 0.89801 | 0.88464 | 0.86767 | 0.84657 | 0.81565 | 0.77576 | 0.71643 | 0.62969 | 0.50957 | 0.35822 |
| 22 | 0.92301 | 0.91192 | 0.89736 | 0.87853 | 0.84988 | 0.81231 | 0.75527 | 0.67024 | 0.55002 | 0.39421 |
| 23 | 0.94489 | 0.93632 | 0.92465 | 0.90887 | 0.88380 | 0.85045 | 0.79831 | 0.71828 | 0.60175 | 0.44407 |
| 24 | 0.96312 | 0.95695 | 0.94825 | 0.93598 | 0.91533 | 0.88738 | 0.84198 | 0.76970 | 0.66051 | 0.50457 |

*Nota:* Los valores de $l(x)$ se basan en un índice de masculinidad al nacer de 105 varones por cada 100 mujeres.

## CUADRO 228. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA MASCULINA DESDE EL NACIMIENTO, $l(x)$, MODELO NORTE

| | *Probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento, l(x)* | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l(1)* | *l(2)* | *l(3)* | *l(4)* | *l(5)* | *l(10)* | *l(15)* | *l(20)* | *l(25)* | *l(30)* |
| 1 | 0.62883 | 0.54784 | 0.49858 | 0.46197 | 0.43413 | 0.37865 | 0.35414 | 0.33041 | 0.29946 | 0.26970 |
| 2 | 0.66077 | 0.58341 | 0.53637 | 0.50141 | 0.47482 | 0.41960 | 0.39484 | 0.37056 | 0.33867 | 0.30777 |
| 3 | 0.68944 | 0.61599 | 0.57133 | 0.53813 | 0.51289 | 0.45855 | 0.43384 | 0.40930 | 0.37688 | 0.34525 |
| 4 | 0.71541 | 0.64603 | 0.60383 | 0.57247 | 0.54862 | 0.49563 | 0.47123 | 0.44669 | 0.41407 | 0.38206 |
| 5 | 0.73911 | 0.67387 | 0.63419 | 0.60470 | 0.58227 | 0.53101 | 0.50711 | 0.48278 | 0.45025 | 0.41816 |
| 6 | 0.76087 | 0.69979 | 0.66265 | 0.63504 | 0.61405 | 0.56480 | 0.54158 | 0.51762 | 0.48544 | 0.45353 |
| 7 | 0.78096 | 0.72404 | 0.68942 | 0.66369 | 0.64412 | 0.59713 | 0.57473 | 0.55129 | 0.51965 | 0.48816 |
| 8 | 0.79959 | 0.74678 | 0.71467 | 0.69080 | 0.67265 | 0.62809 | 0.60662 | 0.58383 | 0.55292 | 0.52203 |
| 9 | 0.81694 | 0.76819 | 0.73854 | 0.71652 | 0.69976 | 0.65778 | 0.63734 | 0.61530 | 0.58527 | 0.55516 |
| 10 | 0.83314 | 0.78839 | 0.76117 | 0.74095 | 0.72557 | 0.68627 | 0.66694 | 0.64574 | 0.61672 | 0.58754 |
| 11 | 0.84833 | 0.80749 | 0.78266 | 0.76421 | 0.75017 | 0.71365 | 0.69548 | 0.67519 | 0.64730 | 0.61918 |
| 12 | 0.86256 | 0.82556 | 0.80306 | 0.78633 | 0.77361 | 0.73992 | 0.72297 | 0.70365 | 0.67697 | 0.65002 |
| 13 | 0.87589 | 0.84328 | 0.82344 | 0.80870 | 0.79749 | 0.76689 | 0.75116 | 0.73264 | 0.70693 | 0.68090 |
| 14 | 0.88772 | 0.85920 | 0.84186 | 0.82897 | 0.81916 | 0.79161 | 0.77715 | 0.75958 | 0.73511 | 0.71031 |
| 15 | 0.89926 | 0.87456 | 0.85954 | 0.84838 | 0.83990 | 0.81537 | 0.80222 | 0.78571 | 0.76263 | 0.73921 |
| 16 | 0.91045 | 0.89005 | 0.87707 | 0.86725 | 0.85969 | 0.83814 | 0.82634 | 0.81097 | 0.78941 | 0.76751 |
| 17 | 0.92126 | 0.90473 | 0.89368 | 0.88518 | 0.87855 | 0.85994 | 0.84949 | 0.83534 | 0.81539 | 0.79513 |
| 18 | 0.93167 | 0.91855 | 0.90937 | 0.90218 | 0.89652 | 0.88076 | 0.87169 | 0.85880 | 0.84055 | 0.82201 |
| 19 | 0.94164 | 0.93156 | 0.92416 | 0.91829 | 0.91362 | 0.90065 | 0.89294 | 0.88135 | 0.86485 | 0.84811 |
| 20 | 0.95115 | 0.94378 | 0.93811 | 0.93355 | 0.92989 | 0.91963 | 0.91327 | 0.90300 | 0.88829 | 0.87339 |
| 21 | 0.96019 | 0.95524 | 0.95126 | 0.94801 | 0.94538 | 0.93776 | 0.93273 | 0.92379 | 0.91088 | 0.89784 |
| 22 | 0.96870 | 0.96595 | 0.96365 | 0.96175 | 0.96021 | 0.95510 | 0.95137 | 0.94378 | 0.93272 | 0.92160 |
| 23 | 0.97647 | 0.97484 | 0.97341 | 0.97222 | 0.97124 | 0.96781 | 0.96513 | 0.95938 | 0.95113 | 0.94280 |
| 24 | 0.98394 | 0.98310 | 0.98234 | 0.98170 | 0.98117 | 0.97916 | 0.97745 | 0.97326 | 0.96721 | 0.96113 |
| | *l(35)* | *l(40)* | *l(45)* | *l(50)* | *l(55)* | *l(60)* | *l(65)* | *l(70)* | *l(75)* | *l(80)* |
| 1 | 0.24112 | 0.21186 | 0.18115 | 0.15008 | 0.11976 | 0.08902 | 0.05958 | 0.03338 | 0.01292 | 0.00273 |
| 2 | 0.27782 | 0.24689 | 0.21406 | 0.18033 | 0.14670 | 0.11191 | 0.07755 | 0.04575 | 0.01952 | 0.00503 |
| 3 | 0.31434 | 0.28218 | 0.24767 | 0.21174 | 0.17522 | 0.13673 | 0.09766 | 0.06022 | 0.02784 | 0.00832 |
| 4 | 0.35056 | 0.31754 | 0.28179 | 0.24411 | 0.20509 | 0.16329 | 0.11978 | 0.07676 | 0.03795 | 0.01277 |
| 5 | 0.38638 | 0.35286 | 0.31626 | 0.27725 | 0.23612 | 0.19142 | 0.14377 | 0.09531 | 0.04993 | 0.01851 |
| 6 | 0.42175 | 0.38804 | 0.35095 | 0.31099 | 0.26816 | 0.22095 | 0.16952 | 0.11581 | 0.06380 | 0.02565 |
| 7 | 0.45661 | 0.42300 | 0.38574 | 0.34521 | 0.30104 | 0.25173 | 0.19690 | 0.13819 | 0.07957 | 0.03430 |
| 8 | 0.49095 | 0.45768 | 0.42055 | 0.37978 | 0.33463 | 0.28363 | 0.22577 | 0.16236 | 0.09724 | 0.04453 |
| 9 | 0.52472 | 0.49202 | 0.45529 | 0.41461 | 0.36881 | 0.31651 | 0.25601 | 0.18824 | 0.11680 | 0.05641 |
| 10 | 0.55791 | 0.52598 | 0.48990 | 0.44959 | 0.40348 | 0.35025 | 0.28752 | 0.21574 | 0.13820 | 0.06998 |
| 11 | 0.59051 | 0.55952 | 0.52432 | 0.48466 | 0.43853 | 0.38474 | 0.32017 | 0.24477 | 0.16140 | 0.08526 |
| 12 | 0.62244 | 0.59256 | 0.55843 | 0.51967 | 0.47386 | 0.42012 | 0.35425 | 0.27569 | 0.18687 | 0.10276 |
| 13 | 0.65419 | 0.62524 | 0.59209 | 0.55428 | 0.50871 | 0.45471 | 0.38735 | 0.30557 | 0.21139 | 0.11961 |
| 14 | 0.68474 | 0.65694 | 0.62489 | 0.58794 | 0.54258 | 0.48838 | 0.41967 | 0.33494 | 0.23580 | 0.13670 |
| 15 | 0.71496 | 0.68850 | 0.65780 | 0.62201 | 0.57722 | 0.52321 | 0.45349 | 0.36631 | 0.26248 | 0.15595 |
| 16 | 0.74472 | 0.71981 | 0.69069 | 0.65636 | 0.61249 | 0.55909 | 0.48902 | 0.39966 | 0.29152 | 0.17753 |
| 17 | 0.77395 | 0.75074 | 0.72342 | 0.69083 | 0.64822 | 0.59587 | 0.52585 | 0.43492 | 0.32293 | 0.20156 |
| 18 | 0.80255 | 0.78118 | 0.75586 | 0.72527 | 0.68425 | 0.63336 | 0.56391 | 0.47197 | 0.35668 | 0.22813 |
| 19 | 0.83045 | 0.81104 | 0.78788 | 0.75951 | 0.72040 | 0.67137 | 0.60299 | 0.51064 | 0.39267 | 0.25725 |
| 20 | 0.85760 | 0.84024 | 0.81936 | 0.79341 | 0.75649 | 0.70970 | 0.64287 | 0.55072 | 0.43074 | 0.28887 |
| 21 | 0.88396 | 0.86871 | 0.85022 | 0.82685 | 0.79235 | 0.74814 | 0.68334 | 0.59196 | 0.47070 | 0.32290 |
| 22 | 0.90970 | 0.89667 | 0.88065 | 0.85956 | 0.82723 | 0.78521 | 0.72230 | 0.63189 | 0.50981 | 0.35699 |
| 23 | 0.93361 | 0.92323 | 0.91008 | 0.89229 | 0.86376 | 0.82609 | 0.76783 | 0.68162 | 0.56213 | 0.40614 |
| 24 | 0.95434 | 0.94663 | 0.93667 | 0.92272 | 0.89898 | 0.86700 | 0.81544 | 0.73627 | 0.62294 | 0.46701 |

## *Anexo VIII*

# VALORES DE LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO SEGUN LAS TABLAS DE VIDA MODELO DE COALE Y DEMENY PARA MUJERES, VARONES Y AMBOS SEXOS COMBINADOS

CUADRO 227. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA FEMENINA DESDE EL NACIMIENTO, *l(x)*, MODELO NORTE

| | *Probabilidad de sobrevivir desde el nacimiento,* l(x) | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l(1)* | *l(2)* | *l(3)* | *l(4)* | *l(5)* | *l(10)* | *l(15)* | *l(20)* | *l(25)* | *l(30)* |
| 1 | 0.68027 | 0.59707 | 0.54585 | 0.50719 | 0.47783 | 0.41664 | 0.38879 | 0.36233 | 0.33468 | 0.30493 |
| 2 | 0.70798 | 0.62931 | 0.58089 | 0.54433 | 0.51658 | 0.45647 | 0.42870 | 0.40206 | 0.37399 | 0.34357 |
| 3 | 0.73285 | 0.65879 | 0.61320 | 0.57878 | 0.55265 | 0.49416 | 0.46675 | 0.44023 | 0.41205 | 0.38134 |
| 4 | 0.75539 | 0.68592 | 0.64316 | 0.61087 | 0.58637 | 0.52990 | 0.50309 | 0.47693 | 0.44891 | 0.41822 |
| 5 | 0.77595 | 0.71104 | 0.67108 | 0.64091 | 0.61801 | 0.56387 | 0.53785 | 0.51225 | 0.48461 | 0.45421 |
| 6 | 0.79483 | 0.73440 | 0.69720 | 0.66912 | 0.64780 | 0.59622 | 0.57115 | 0.54626 | 0.51920 | 0.48931 |
| 7 | 0.81226 | 0.75622 | 0.72173 | 0.69569 | 0.67592 | 0.62708 | 0.60308 | 0.57905 | 0.55272 | 0.52353 |
| 8 | 0.82842 | 0.77668 | 0.74483 | 0.72078 | 0.70253 | 0.65657 | 0.63373 | 0.61067 | 0.58521 | 0.55689 |
| 9 | 0.84347 | 0.79591 | 0.76664 | 0.74454 | 0.72777 | 0.68479 | 0.66320 | 0.64120 | 0.61672 | 0.58941 |
| 10 | 0.85753 | 0.81405 | 0.78729 | 0.76708 | 0.75175 | 0.71182 | 0.69154 | 0.67068 | 0.64728 | 0.62111 |
| 11 | 0.87070 | 0.83119 | 0.80687 | 0.78851 | 0.77457 | 0.73775 | 0.71883 | 0.69917 | 0.67693 | 0.65200 |
| 12 | 0.88305 | 0.84739 | 0.82544 | 0.80886 | 0.79628 | 0.76259 | 0.74507 | 0.72666 | 0.70565 | 0.68204 |
| 13 | 0.89451 | 0.86319 | 0.84391 | 0.82936 | 0.81831 | 0.78822 | 0.77212 | 0.75483 | 0.73483 | 0.71235 |
| 14 | 0.90498 | 0.87810 | 0.86140 | 0.84874 | 0.83906 | 0.81261 | 0.79809 | 0.78216 | 0.76351 | 0.74247 |
| 15 | 0.91512 | 0.89247 | 0.87813 | 0.86714 | 0.85864 | 0.83564 | 0.82270 | 0.80820 | 0.79099 | 0.77149 |
| 16 | 0.92492 | 0.90605 | 0.89388 | 0.88447 | 0.87710 | 0.85736 | 0.84599 | 0.83295 | 0.81724 | 0.79939 |
| 17 | 0.93435 | 0.91887 | 0.90871 | 0.90078 | 0.89450 | 0.87787 | 0.86803 | 0.85646 | 0.84230 | 0.82617 |
| 18 | 0.94337 | 0.93096 | 0.92267 | 0.91615 | 0.91093 | 0.89724 | 0.88890 | 0.87879 | 0.86622 | 0.85184 |
| 19 | 0.95199 | 0.94236 | 0.93583 | 0.93064 | 0.92645 | 0.91556 | 0.90868 | 0.90004 | 0.88904 | 0.87645 |
| 20 | 0.96018 | 0.95311 | 0.94822 | 0.94432 | 0.94114 | 0.93294 | 0.92747 | 0.92027 | 0.91084 | 0.90004 |
| 21 | 0.96795 | 0.96323 | 0.95993 | 0.95727 | 0.95508 | 0.94946 | 0.94537 | 0.93957 | 0.93171 | 0.92269 |
| 22 | 0.97535 | 0.97287 | 0.97111 | 0.96968 | 0.96850 | 0.96545 | 0.96272 | 0.95834 | 0.95204 | 0.94482 |
| 23 | 0.98177 | 0.98036 | 0.97935 | 0.97852 | 0.97783 | 0.97598 | 0.97427 | 0.97140 | 0.96725 | 0.96225 |
| 24 | 0.98782 | 0.98713 | 0.98662 | 0.98620 | 0.98585 | 0.98491 | 0.98393 | 0.98211 | 0.97936 | 0.97601 |

| | *l*(35) | *l*(40) | *l*(45) | *l*(50) | *l*(55) | *l*(60) | *l*(65) | *l*(70) | *l*(75) | *l*(80) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.27314 | 0.24054 | 0.21028 | 0.18219 | 0.15376 | 0.12154 | 0.08638 | 0.05134 | 0.02245 | 0.00624 |
| 2 | 0.31083 | 0.27692 | 0.24498 | 0.21492 | 0.18396 | 0.14841 | 0.10867 | 0.06771 | 0.03214 | 0.01031 |
| 3 | 0.34807 | 0.31331 | 0.28011 | 0.24847 | 0.21537 | 0.17688 | 0.13295 | 0.08627 | 0.04385 | 0.01574 |
| 4 | 0.38478 | 0.34957 | 0.31550 | 0.28264 | 0.24776 | 0.20675 | 0.15903 | 0.10692 | 0.05759 | 0.02268 |
| 5 | 0.42091 | 0.38560 | 0.35101 | 0.31728 | 0.28096 | 0.23783 | 0.18675 | 0.12954 | 0.07336 | 0.03122 |
| 6 | 0.45643 | 0.42132 | 0.38653 | 0.35225 | 0.31482 | 0.26998 | 0.21596 | 0.15404 | 0.09116 | 0.04144 |
| 7 | 0.49130 | 0.45669 | 0.42198 | 0.38744 | 0.34920 | 0.30303 | 0.24652 | 0.18029 | 0.11093 | 0.05341 |
| 8 | 0.52552 | 0.49165 | 0.45728 | 0.42274 | 0.38400 | 0.33685 | 0.27828 | 0.20818 | 0.13263 | 0.06717 |
| 9 | 0.55908 | 0.52616 | 0.49237 | 0.45808 | 0.41909 | 0.37133 | 0.31112 | 0.23761 | 0.15620 | 0.08273 |
| 10 | 0.59197 | 0.56020 | 0.52719 | 0.49338 | 0.45441 | 0.40636 | 0.34491 | 0.26846 | 0.18157 | 0.10010 |
| 11 | 0.62418 | 0.59373 | 0.56170 | 0.52858 | 0.48985 | 0.44184 | 0.37956 | 0.30062 | 0.20865 | 0.11928 |
| 12 | 0.65567 | 0.62669 | 0.59579 | 0.56355 | 0.52529 | 0.47760 | 0.41494 | 0.33401 | 0.23755 | 0.14056 |
| 13 | 0.68727 | 0.65965 | 0.62971 | 0.59821 | 0.56027 | 0.51292 | 0.44980 | 0.36683 | 0.26580 | 0.16121 |
| 14 | 0.71897 | 0.69292 | 0.66416 | 0.63346 | 0.59587 | 0.54869 | 0.48500 | 0.39998 | 0.29447 | 0.18242 |
| 15 | 0.74971 | 0.72543 | 0.69809 | 0.66846 | 0.63155 | 0.58495 | 0.52120 | 0.43471 | 0.32522 | 0.20584 |
| 16 | 0.77945 | 0.75710 | 0.73138 | 0.70309 | 0.66716 | 0.62155 | 0.55826 | 0.47092 | 0.35807 | 0.23157 |
| 17 | 0.80816 | 0.78785 | 0.76396 | 0.73723 | 0.70258 | 0.65836 | 0.59605 | 0.50852 | 0.39296 | 0.25968 |
| 18 | 0.83582 | 0.81766 | 0.79574 | 0.77079 | 0.73768 | 0.69522 | 0.63441 | 0.54735 | 0.42980 | 0.29018 |
| 19 | 0.86245 | 0.84651 | 0.82669 | 0.80368 | 0.77237 | 0.73199 | 0.67317 | 0.58722 | 0.46845 | 0.32303 |
| 20 | 0.88809 | 0.87441 | 0.85678 | 0.83586 | 0.80654 | 0.76855 | 0.71214 | 0.62795 | 0.50872 | 0.35812 |
| 21 | 0.91278 | 0.90138 | 0.88601 | 0.86728 | 0.84013 | 0.80477 | 0.75118 | 0.66931 | 0.55040 | 0.39531 |
| 22 | 0.93700 | 0.92794 | 0.91492 | 0.89845 | 0.87367 | 0.84077 | 0.78990 | 0.71052 | 0.59225 | 0.43330 |
| 23 | 0.95675 | 0.95007 | 0.93995 | 0.92628 | 0.90485 | 0.87604 | 0.83032 | 0.75679 | 0.64336 | 0.48391 |
| 24 | 0.97234 | 0.96780 | 0.96043 | 0.94992 | 0.93251 | 0.90879 | 0.86985 | 0.80481 | 0.69996 | 0.54401 |

CUADRO 225. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA ADULTA MASCULINA DESDE LOS 20 AÑOS DE EDAD, *l(N)/l(20)*, PARA ANÁLISIS BASADOS EN LA SUPERVIVENCIA DEL PRIMER MARIDO, MODELO ESTE

| | *Valores de la edad* N | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *25* | *30* | *35* | *40* | *45* | *50* | *55* | *60* |
| 1 | 0.92932 | 0.86200 | 0.79193 | 0.71327 | 0.62720 | 0.53699 | 0.44456 | 0.34878 |
| 2 | 0.93476 | 0.87228 | 0.80692 | 0.73297 | 0.65118 | 0.56418 | 0.47327 | 0.37713 |
| 3 | 0.93969 | 0.88171 | 0.82070 | 0.75128 | 0.67370 | 0.58992 | 0.50075 | 0.40467 |
| 4 | 0.94427 | 0.89041 | 0.83351 | 0.76839 | 0.69490 | 0.61439 | 0.52716 | 0.43148 |
| 5 | 0.94848 | 0.89850 | 0.84549 | 0.78446 | 0.71495 | 0.63775 | 0.55258 | 0.45756 |
| 6 | 0.95236 | 0.90603 | 0.85667 | 0.79956 | 0.73394 | 0.66004 | 0.57710 | 0.48296 |
| 7 | 0.95600 | 0.91307 | 0.86718 | 0.81387 | 0.75201 | 0.68140 | 0.60076 | 0.50771 |
| 8 | 0.95940 | 0.91967 | 0.87709 | 0.82739 | 0.76922 | 0.70189 | 0.62361 | 0.53184 |
| 9 | 0.96260 | 0.92589 | 0.88646 | 0.84023 | 0.78564 | 0.72156 | 0.64574 | 0.55538 |
| 10 | 0.96561 | 0.93178 | 0.89534 | 0.85247 | 0.80137 | 0.74049 | 0.66717 | 0.57835 |
| 11 | 0.96827 | 0.93702 | 0.90333 | 0.86362 | 0.81586 | 0.75808 | 0.68714 | 0.59989 |
| 12 | 0.97078 | 0.94194 | 0.91078 | 0.87390 | 0.82907 | 0.77389 | 0.70490 | 0.61882 |
| 13 | 0.97324 | 0.94675 | 0.91809 | 0.88404 | 0.84215 | 0.78970 | 0.72282 | 0.63812 |
| 14 | 0.97563 | 0.95146 | 0.92527 | 0.89401 | 0.85510 | 0.80548 | 0.74089 | 0.65775 |
| 15 | 0.97794 | 0.95604 | 0.93227 | 0.90378 | 0.86788 | 0.82117 | 0.75900 | 0.67765 |
| 16 | 0.98019 | 0.96050 | 0.93911 | 0.91335 | 0.88045 | 0.83672 | 0.77712 | 0.69775 |
| 17 | 0.98237 | 0.96483 | 0.94574 | 0.92269 | 0.89278 | 0.85207 | 0.79519 | 0.71800 |
| 18 | 0.98447 | 0.96899 | 0.95217 | 0.93174 | 0.90481 | 0.86718 | 0.81309 | 0.73824 |
| 19 | 0.98649 | 0.97302 | 0.95837 | 0.94053 | 0.91652 | 0.88196 | 0.83076 | 0.75841 |
| 20 | 0.98842 | 0.97687 | 0.96433 | 0.94898 | 0.92786 | 0.89638 | 0.84812 | 0.77838 |
| 21 | 0.99055 | 0.98098 | 0.97054 | 0.95759 | 0.93932 | 0.91116 | 0.86635 | 0.79995 |
| 22 | 0.99254 | 0.98498 | 0.97672 | 0.96641 | 0.95144 | 0.92732 | 0.88713 | 0.82554 |
| 23 | 0.99443 | 0.98879 | 0.98260 | 0.97483 | 0.96314 | 0.94331 | 0.90829 | 0.85247 |
| 24 | 0.99616 | 0.99227 | 0.98801 | 0.98258 | 0.97409 | 0.95869 | 0.92949 | 0.88057 |

CUADRO 226. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA ADULTA MASCULINA DESDE LOS 20 AÑOS DE EDAD, *l(N)/l(20)*, PARA ANÁLISIS BASADOS EN LA SUPERVIVENCIA DEL PRIMER MARIDO, MODELO OESTE

| | *Valores de la edad* N | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *25* | *30* | *35* | *40* | *45* | *50* | *55* | *60* |
| 1 | 0.90775 | 0.81376 | 0.71644 | 0.61671 | 0.51446 | 0.41781 | 0.32133 | 0.23441 |
| 2 | 0.91555 | 0.82888 | 0.73827 | 0.64426 | 0.54635 | 0.45186 | 0.35538 | 0.26582 |
| 3 | 0.92260 | 0.84263 | 0.75833 | 0.66986 | 0.57640 | 0.48444 | 0.38859 | 0.29719 |
| 4 | 0.92899 | 0.85523 | 0.77687 | 0.69379 | 0.60483 | 0.51570 | 0.42100 | 0.32837 |
| 5 | 0.93484 | 0.86681 | 0.79408 | 0.71620 | 0.63180 | 0.54574 | 0.45262 | 0.35933 |
| 6 | 0.94022 | 0.87757 | 0.81015 | 0.73732 | 0.65745 | 0.57463 | 0.48347 | 0.39001 |
| 7 | 0.94521 | 0.88756 | 0.82520 | 0.75724 | 0.68190 | 0.60247 | 0.51357 | 0.42038 |
| 8 | 0.94982 | 0.89689 | 0.83934 | 0.77611 | 0.70523 | 0.62930 | 0.54293 | 0.45037 |
| 9 | 0.95415 | 0.90565 | 0.85268 | 0.79404 | 0.72759 | 0.65524 | 0.57159 | 0.48002 |
| 10 | 0.95818 | 0.91387 | 0.86528 | 0.81108 | 0.74900 | 0.68028 | 0.59956 | 0.50927 |
| 11 | 0.96198 | 0.92163 | 0.87723 | 0.82732 | 0.76956 | 0.70451 | 0.62685 | 0.53810 |
| 12 | 0.96553 | 0.92896 | 0.88857 | 0.84283 | 0.78931 | 0.72795 | 0.65349 | 0.56651 |
| 13 | 0.96886 | 0.93581 | 0.89921 | 0.85745 | 0.80813 | 0.75058 | 0.67972 | 0.59495 |
| 14 | 0.97208 | 0.94246 | 0.90964 | 0.87177 | 0.82642 | 0.77225 | 0.70424 | 0.62106 |
| 15 | 0.97496 | 0.94849 | 0.91907 | 0.88483 | 0.84318 | 0.79225 | 0.72712 | 0.64570 |
| 16 | 0.97778 | 0.95436 | 0.92828 | 0.89763 | 0.85974 | 0.81224 | 0.75025 | 0.67094 |
| 17 | 0.98050 | 0.96002 | 0.93722 | 0.91013 | 0.87603 | 0.83212 | 0.77352 | 0.69665 |
| 18 | 0.98313 | 0.96553 | 0.94589 | 0.92231 | 0.89203 | 0.85180 | 0.79683 | 0.72271 |
| 19 | 0.98565 | 0.97082 | 0.95425 | 0.93411 | 0.90763 | 0.87117 | 0.82002 | 0.74897 |
| 20 | 0.98808 | 0.97589 | 0.96229 | 0.94550 | 0.92279 | 0.89016 | 0.84299 | 0.77526 |
| 21 | 0.99043 | 0.98074 | 0.96988 | 0.95622 | 0.93698 | 0.90809 | 0.86484 | 0.80080 |
| 22 | 0.99271 | 0.98543 | 0.97727 | 0.96683 | 0.95156 | 0.92733 | 0.88956 | 0.83108 |
| 23 | 0.99486 | 0.98981 | 0.98417 | 0.97678 | 0.96546 | 0.94623 | 0.91468 | 0.86306 |
| 24 | 0.99675 | 0.99365 | 0.99018 | 0.98552 | 0.97791 | 0.96384 | 0.93915 | 0.89580 |

CUADRO 223. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA ADULTA MASCULINA DESDE LOS 20 AÑOS DE EDAD, *1(N)/1(20)*, PARA ANÁLISIS BASADOS EN LA SUPERVIVENCIA DEL PRIMER MARIDO, MODELO NORTE

| | *Valores de la edad* N | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *25* | *30* | *35* | *40* | *45* | *50* | *55* | *60* |
| 1..... | 0.90632 | 0.81625 | 0.72975 | 0.64120 | 0.54825 | 0.45422 | 0.36245 | 0.26942 |
| 2..... | 0.91394 | 0.83055 | 0.74973 | 0.66626 | 0.57766 | 0.48664 | 0.39588 | 0.30200 |
| 3..... | 0.92079 | 0.84351 | 0.76799 | 0.68942 | 0.60510 | 0.51732 | 0.42809 | 0.33405 |
| 4..... | 0.92697 | 0.85531 | 0.78479 | 0.71087 | 0.63084 | 0.54648 | 0.45913 | 0.36555 |
| 5..... | 0.93261 | 0.86615 | 0.80032 | 0.73089 | 0.65508 | 0.57427 | 0.48908 | 0.39649 |
| 6..... | 0.93783 | 0.87618 | 0.81478 | 0.74966 | 0.67800 | 0.60080 | 0.51806 | 0.42685 |
| 7..... | 0.94260 | 0.88548 | 0.82825 | 0.76729 | 0.69970 | 0.62618 | 0.54606 | 0.45661 |
| 8..... | 0.94705 | 0.89414 | 0.84091 | 0.78392 | 0.72032 | 0.65049 | 0.57316 | 0.48580 |
| 9..... | 0.95119 | 0.90225 | 0.85278 | 0.79964 | 0.73994 | 0.67383 | 0.59939 | 0.51439 |
| 10..... | 0.95505 | 0.90987 | 0.86398 | 0.81453 | 0.75866 | 0.69623 | 0.62483 | 0.54240 |
| 11..... | 0.95869 | 0.91704 | 0.87458 | 0.82868 | 0.77655 | 0.71781 | 0.64949 | 0.56982 |
| 12..... | 0.96208 | 0.92378 | 0.88458 | 0.84212 | 0.79361 | 0.73853 | 0.67343 | 0.59705 |
| 13..... | 0.96490 | 0.92937 | 0.89292 | 0.85340 | 0.80815 | 0.75655 | 0.69435 | 0.62064 |
| 14..... | 0.96778 | 0.93513 | 0.90147 | 0.86487 | 0.82267 | 0.77403 | 0.71431 | 0.64296 |
| 15..... | 0.97062 | 0.94081 | 0.90995 | 0.87627 | 0.83720 | 0.79165 | 0.73464 | 0.66590 |
| 16..... | 0.97341 | 0.94640 | 0.91830 | 0.88759 | 0.85168 | 0.80935 | 0.75525 | 0.68940 |
| 17..... | 0.97611 | 0.95186 | 0.92650 | 0.89872 | 0.86601 | 0.82700 | 0.77599 | 0.71332 |
| 18..... | 0.97874 | 0.95716 | 0.93450 | 0.90961 | 0.88013 | 0.84451 | 0.79675 | 0.73749 |
| 19..... | 0.98127 | 0.96228 | 0.94224 | 0.92022 | 0.89394 | 0.86175 | 0.81738 | 0.76175 |
| 20..... | 0.98370 | 0.96720 | 0.94972 | 0.93049 | 0.90737 | 0.87863 | 0.83775 | 0.78593 |
| 21..... | 0.98602 | 0.97190 | 0.95688 | 0.94037 | 0.92036 | 0.89506 | 0.85771 | 0.80985 |
| 22..... | 0.98828 | 0.97649 | 0.96388 | 0.95008 | 0.93310 | 0.91076 | 0.87650 | 0.83198 |
| 23..... | 0.99140 | 0.98271 | 0.97313 | 0.96231 | 0.94861 | 0.93006 | 0.90033 | 0.86106 |
| 24..... | 0.99378 | 0.98753 | 0.98056 | 0.97263 | 0.96240 | 0.94807 | 0.92367 | 0.89082 |

CUADRO 224. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA ADULTA MASCULINA DESDE LOS 20 AÑOS DE EDAD, *1(N)/1(20)*, PARA ANÁLISIS BASADOS EN LA SUPERVIVENCIA DEL PRIMER MARIDO, MODELO SUR

| | *Valores de la edad* N | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *25* | *30* | *35* | *40* | *45* | *50* | *55* | *60* |
| 1..... | 0.91403 | 0.83532 | 0.76452 | 0.69366 | 0.61824 | 0.54056 | 0.45611 | 0.36401 |
| 2..... | 0.92132 | 0.84875 | 0.78266 | 0.71593 | 0.64406 | 0.56903 | 0.48615 | 0.39426 |
| 3..... | 0.92792 | 0.86099 | 0.79928 | 0.73646 | 0.66811 | 0.59578 | 0.51473 | 0.42343 |
| 4..... | 0.93391 | 0.87221 | 0.81461 | 0.75557 | 0.69061 | 0.62106 | 0.54199 | 0.45162 |
| 5..... | 0.93943 | 0.88256 | 0.82886 | 0.77342 | 0.71180 | 0.64502 | 0.56805 | 0.47889 |
| 6..... | 0.94451 | 0.89217 | 0.84215 | 0.79016 | 0.73179 | 0.66778 | 0.59304 | 0.50528 |
| 7..... | 0.94922 | 0.90109 | 0.85458 | 0.80590 | 0.75072 | 0.68947 | 0.61701 | 0.53084 |
| 8..... | 0.95359 | 0.90946 | 0.86626 | 0.82076 | 0.76869 | 0.71018 | 0.64009 | 0.55564 |
| 9..... | 0.95770 | 0.91730 | 0.87727 | 0.83485 | 0.78579 | 0.73000 | 0.66229 | 0.57973 |
| 10..... | 0.96114 | 0.92397 | 0.88664 | 0.84689 | 0.80047 | 0.74711 | 0.68168 | 0.60098 |
| 11..... | 0.96479 | 0.93110 | 0.89647 | 0.85929 | 0.81541 | 0.76441 | 0.70112 | 0.62209 |
| 12..... | 0.96849 | 0.93812 | 0.90638 | 0.87206 | 0.83097 | 0.78247 | 0.72135 | 0.64411 |
| 13..... | 0.97195 | 0.94471 | 0.91579 | 0.88426 | 0.84596 | 0.80002 | 0.74122 | 0.66596 |
| 14..... | 0.97516 | 0.95092 | 0.92471 | 0.89588 | 0.86037 | 0.81705 | 0.76068 | 0.68757 |
| 15..... | 0.97820 | 0.95681 | 0.93319 | 0.90700 | 0.87423 | 0.83356 | 0.77971 | 0.70893 |
| 16..... | 0.98105 | 0.96235 | 0.94122 | 0.91760 | 0.88755 | 0.84952 | 0.79827 | 0.72995 |
| 17..... | 0.98372 | 0.96758 | 0.94885 | 0.92771 | 0.90030 | 0.86493 | 0.81633 | 0.75063 |
| 18..... | 0.98624 | 0.97256 | 0.95615 | 0.93743 | 0.91264 | 0.87993 | 0.83404 | 0.77106 |
| 19..... | 0.98934 | 0.97825 | 0.96472 | 0.94903 | 0.92757 | 0.89818 | 0.85565 | 0.79597 |
| 20..... | 0.99155 | 0.98259 | 0.97141 | 0.95821 | 0.93968 | 0.91354 | 0.87464 | 0.81896 |
| 21..... | 0.99349 | 0.98646 | 0.97741 | 0.96659 | 0.95094 | 0.92813 | 0.89311 | 0.84189 |
| 22..... | 0.99518 | 0.98988 | 0.98280 | 0.97421 | 0.96138 | 0.94196 | 0.91107 | 0.86476 |
| 23..... | 0.99661 | 0.99282 | 0.98754 | 0.98101 | 0.97088 | 0.95487 | 0.92834 | 0.88744 |
| 24..... | 0.99780 | 0.99526 | 0.99158 | 0.98691 | 0.97932 | 0.96670 | 0.94473 | 0.90973 |

CUADRO 221. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA ADULTA FEMENINA, DESDE LOS 20 AÑOS DE EDAD, *l(N)/l(20)*, PARA ANÁLISIS BASADOS EN LA SUPERVIVENCIA DE LA PRIMERA ESPOSA, MODELO ESTE

| | *Valores de la edad* N | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *25* | *30* | *35* | *40* | *45* | *50* | *55* | *60* |
| 1 | 0.92947 | 0.85217 | 0.77397 | 0.69707 | 0.62519 | 0.55596 | 0.47715 | 0.38096 |
| 2 | 0.93531 | 0.86399 | 0.79123 | 0.71897 | 0.65063 | 0.58386 | 0.50695 | 0.41183 |
| 3 | 0.94061 | 0.87480 | 0.80719 | 0.73938 | 0.67452 | 0.61030 | 0.53545 | 0.44180 |
| 4 | 0.94549 | 0.88482 | 0.82203 | 0.75850 | 0.69708 | 0.63544 | 0.56283 | 0.47097 |
| 5 | 0.95001 | 0.89412 | 0.83589 | 0.77651 | 0.71843 | 0.65942 | 0.58916 | 0.49936 |
| 6 | 0.95420 | 0.90278 | 0.84890 | 0.79346 | 0.73870 | 0.68233 | 0.61450 | 0.52702 |
| 7 | 0.95811 | 0.91090 | 0.86113 | 0.80953 | 0.75801 | 0.70429 | 0.63897 | 0.55396 |
| 8 | 0.96175 | 0.91851 | 0.87269 | 0.82477 | 0.77643 | 0.72533 | 0.66260 | 0.58022 |
| 9 | 0.96518 | 0.92569 | 0.88360 | 0.83927 | 0.79404 | 0.74555 | 0.68544 | 0.60584 |
| 10 | 0.96840 | 0.93247 | 0.89397 | 0.85308 | 0.81089 | 0.76500 | 0.70754 | 0.63083 |
| 11 | 0.97108 | 0.93823 | 0.90297 | 0.86526 | 0.82593 | 0.78245 | 0.72745 | 0.65356 |
| 12 | 0.97414 | 0.94464 | 0.91271 | 0.87810 | 0.84139 | 0.80008 | 0.74725 | 0.67574 |
| 13 | 0.97702 | 0.95072 | 0.92199 | 0.89045 | 0.85641 | 0.81737 | 0.76686 | 0.69798 |
| 14 | 0.97973 | 0.95646 | 0.93082 | 0.90229 | 0.87095 | 0.83426 | 0.78622 | 0.72021 |
| 15 | 0.98229 | 0.96191 | 0.93925 | 0.91366 | 0.88501 | 0.85075 | 0.80532 | 0.74237 |
| 16 | 0.98470 | 0.96706 | 0.94725 | 0.92455 | 0.89859 | 0.86681 | 0.82408 | 0.76442 |
| 17 | 0.98698 | 0.97192 | 0.95486 | 0.93497 | 0.91169 | 0.88243 | 0.84251 | 0.78628 |
| 18 | 0.98912 | 0.97653 | 0.96210 | 0.94493 | 0.92431 | 0.89757 | 0.86052 | 0.80786 |
| 19 | 0.99113 | 0.98087 | 0.96895 | 0.95444 | 0.93641 | 0.91221 | 0.87806 | 0.82907 |
| 20 | 0.99304 | 0.98501 | 0.97549 | 0.96352 | 0.94804 | 0.92635 | 0.89513 | 0.84989 |
| 21 | 0.99503 | 0.98914 | 0.98189 | 0.97233 | 0.95937 | 0.94043 | 0.91254 | 0.87164 |
| 22 | 0.99649 | 0.99231 | 0.98703 | 0.97981 | 0.96955 | 0.95375 | 0.92990 | 0.89439 |
| 23 | 0.99771 | 0.99497 | 0.99141 | 0.98632 | 0.97864 | 0.96606 | 0.94645 | 0.91680 |
| 24 | 0.99867 | 0.99707 | 0.99491 | 0.99164 | 0.98636 | 0.97700 | 0.96180 | 0.93838 |

CUADRO 222. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA ADULTA FEMENINA, DESDE LOS 20 AÑOS DE EDAD, *l(N)/l(20)*, PARA ANÁLISIS BASADOS EN LA SUPERVIVENCIA DE LA PRIMERA ESPOSA, MODELO OESTE

| | *Valores de la edad* N | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *25* | *30* | *35* | *40* | *45* | *50* | *55* | *60* |
| 1 | 0.90820 | 0.81509 | 0.72097 | 0.63031 | 0.54631 | 0.46949 | 0.38560 | 0.30010 |
| 2 | 0.91623 | 0.83048 | 0.74290 | 0.65748 | 0.57717 | 0.50241 | 0.41950 | 0.33328 |
| 3 | 0.92349 | 0.84449 | 0.76304 | 0.68271 | 0.60616 | 0.53370 | 0.45221 | 0.36585 |
| 4 | 0.93009 | 0.85731 | 0.78168 | 0.70627 | 0.63349 | 0.56352 | 0.48379 | 0.39779 |
| 5 | 0.93611 | 0.86912 | 0.79899 | 0.72834 | 0.65934 | 0.59200 | 0.51430 | 0.42911 |
| 6 | 0.94164 | 0.88007 | 0.81512 | 0.74910 | 0.68384 | 0.61925 | 0.54381 | 0.45978 |
| 7 | 0.94678 | 0.89026 | 0.83024 | 0.76870 | 0.70717 | 0.64537 | 0.57238 | 0.48983 |
| 8 | 0.95155 | 0.89977 | 0.84446 | 0.78725 | 0.72941 | 0.67047 | 0.60006 | 0.51926 |
| 9 | 0.95598 | 0.90867 | 0.85785 | 0.80485 | 0.75064 | 0.69458 | 0.62690 | 0.54808 |
| 10 | 0.96014 | 0.91707 | 0.87052 | 0.82159 | 0.77097 | 0.71782 | 0.65295 | 0.57630 |
| 11 | 0.96404 | 0.92496 | 0.88253 | 0.83751 | 0.79043 | 0.74020 | 0.67822 | 0.60393 |
| 12 | 0.96772 | 0.93244 | 0.89394 | 0.85274 | 0.80912 | 0.76180 | 0.70277 | 0.63098 |
| 13 | 0.97115 | 0.93942 | 0.90462 | 0.86707 | 0.82680 | 0.78236 | 0.72627 | 0.65705 |
| 14 | 0.97388 | 0.94500 | 0.91336 | 0.87905 | 0.84186 | 0.79999 | 0.74665 | 0.67982 |
| 15 | 0.97729 | 0.95198 | 0.92398 | 0.89316 | 0.85904 | 0.81974 | 0.76899 | 0.70443 |
| 16 | 0.98050 | 0.95857 | 0.93407 | 0.90667 | 0.87570 | 0.83909 | 0.79117 | 0.72919 |
| 17 | 0.98350 | 0.96476 | 0.94363 | 0.91959 | 0.89179 | 0.85800 | 0.81309 | 0.75397 |
| 18 | 0.98629 | 0.97056 | 0.95266 | 0.93191 | 0.90727 | 0.87638 | 0.83465 | 0.77865 |
| 19 | 0.98890 | 0.97601 | 0.96118 | 0.94363 | 0.92215 | 0.89422 | 0.85580 | 0.80315 |
| 20 | 0.99135 | 0.98113 | 0.96925 | 0.95478 | 0.93642 | 0.91148 | 0.87645 | 0.82734 |
| 21 | 0.99375 | 0.98622 | 0.97729 | 0.96596 | 0.95071 | 0.92889 | 0.89741 | 0.85216 |
| 22 | 0.99588 | 0.99078 | 0.98446 | 0.97602 | 0.96407 | 0.94593 | 0.91898 | 0.87902 |
| 23 | 0.99746 | 0.99426 | 0.99014 | 0.98439 | 0.97567 | 0.96144 | 0.93951 | 0.90569 |
| 24 | 0.99866 | 0.99692 | 0.99460 | 0.99113 | 0.98541 | 0.97514 | 0.95855 | 0.93167 |

## *Anexo VII*

# COCIENTES DE SUPERVIVENCIA DE ADULTOS A PARTIR DE LAS TABLAS DE VIDA MODELO DE COALE Y DEMENY PARA USAR CON ESTIMACIONES DE MORTALIDAD ADULTA OBTENIDAS DE DATOS SOBRE VIUDEZ

CUADRO 219. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA ADULTA FEMENINA, DESDE LOS 20 AÑOS DE EDAD, $1(N)/1(20)$, PARA ANÁLISIS BASADOS EN LA SUPERVIVENCIA DE LA PRIMERA ESPOSA, MODELO NORTE

| | *Valores de la edad* N | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *25* | *30* | *35* | *40* | *45* | *50* | *55* | *60* |
| 1 | 0.92368 | 0.84158 | 0.75384 | 0.66386 | 0.58035 | 0.50282 | 0.42436 | 0.33544 |
| 2 | 0.93018 | 0.85452 | 0.77309 | 0.68875 | 0.60931 | 0.53454 | 0.45754 | 0.36912 |
| 3 | 0.93598 | 0.86622 | 0.79065 | 0.71169 | 0.63628 | 0.56440 | 0.48922 | 0.40178 |
| 4 | 0.94124 | 0.87690 | 0.80678 | 0.73295 | 0.66152 | 0.59262 | 0.51948 | 0.43350 |
| 5 | 0.94604 | 0.88669 | 0.82168 | 0.75275 | 0.68523 | 0.61938 | 0.54848 | 0.46428 |
| 6 | 0.95046 | 0.89574 | 0.83555 | 0.77128 | 0.70759 | 0.64483 | 0.57631 | 0.49423 |
| 7 | 0.95452 | 0.90411 | 0.84845 | 0.78868 | 0.72874 | 0.66909 | 0.60305 | 0.52332 |
| 8 | 0.95830 | 0.91193 | 0.86056 | 0.80509 | 0.74881 | 0.69225 | 0.62881 | 0.55160 |
| 9 | 0.96182 | 0.91922 | 0.87192 | 0.82058 | 0.76788 | 0.71441 | 0.65360 | 0.57911 |
| 10 | 0.96511 | 0.92608 | 0.88264 | 0.83527 | 0.78605 | 0.73564 | 0.67753 | 0.60589 |
| 11 | 0.96819 | 0.93253 | 0.89274 | 0.84919 | 0.80338 | 0.75601 | 0.70061 | 0.63194 |
| 12 | 0.97108 | 0.93859 | 0.90230 | 0.86242 | 0.81990 | 0.77553 | 0.72288 | 0.65725 |
| 13 | 0.97350 | 0.94372 | 0.91049 | 0.87390 | 0.83424 | 0.79250 | 0.74224 | 0.67951 |
| 14 | 0.97615 | 0.94925 | 0.91921 | 0.88590 | 0.84913 | 0.80988 | 0.76182 | 0.70150 |
| 15 | 0.97870 | 0.95457 | 0.92762 | 0.89758 | 0.86375 | 0.82709 | 0.78142 | 0.72376 |
| 16 | 0.98113 | 0.95970 | 0.93577 | 0.90893 | 0.87805 | 0.84409 | 0.80096 | 0.74620 |
| 17 | 0.98346 | 0.96463 | 0.94360 | 0.91989 | 0.89199 | 0.86078 | 0.82033 | 0.76869 |
| 18 | 0.98569 | 0.96933 | 0.95110 | 0.93043 | 0.90549 | 0.87710 | 0.83942 | 0.79111 |
| 19 | 0.98777 | 0.97379 | 0.95823 | 0.94052 | 0.91850 | 0.89293 | 0.85815 | 0.81328 |
| 20 | 0.98975 | 0.97801 | 0.96503 | 0.95016 | 0.93100 | 0.90827 | 0.87641 | 0.83513 |
| 21 | 0.99163 | 0.98203 | 0.97148 | 0.95935 | 0.94299 | 0.92306 | 0.89416 | 0.85653 |
| 22 | 0.99342 | 0.98589 | 0.97773 | 0.96827 | 0.95469 | 0.93750 | 0.91164 | 0.87731 |
| 23 | 0.99572 | 0.99058 | 0.98491 | 0.97804 | 0.96762 | 0.95355 | 0.93149 | 0.90183 |
| 24 | 0.99719 | 0.99378 | 0.99005 | 0.98542 | 0.97792 | 0.96722 | 0.94949 | 0.92534 |

CUADRO 220. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA ADULTA FEMENINA, DESDE LOS 20 AÑOS DE EDAD, $1(N)/1(20)$, PARA ANÁLISIS BASADOS EN LA SUPERVIVENCIA DE LA PRIMERA ESPOSA, MODELO SUR

| | *Valores de la edad* N | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *25* | *30* | *35* | *40* | *45* | *50* | *55* | *60* |
| 1 | 0.91823 | 0.83778 | 0.76130 | 0.68837 | 0.62168 | 0.55836 | 0.48509 | 0.39947 |
| 2 | 0.92551 | 0.85153 | 0.78061 | 0.71229 | 0.64896 | 0.58806 | 0.51680 | 0.43239 |
| 3 | 0.93208 | 0.86407 | 0.79835 | 0.73440 | 0.67443 | 0.61604 | 0.54696 | 0.46415 |
| 4 | 0.93808 | 0.87557 | 0.81473 | 0.75500 | 0.69831 | 0.64247 | 0.57571 | 0.49480 |
| 5 | 0.94356 | 0.88617 | 0.82996 | 0.77426 | 0.72080 | 0.66751 | 0.60321 | 0.52443 |
| 6 | 0.94861 | 0.89599 | 0.84414 | 0.79234 | 0.74202 | 0.69132 | 0.62955 | 0.55310 |
| 7 | 0.95332 | 0.90516 | 0.85745 | 0.80940 | 0.76216 | 0.71402 | 0.65484 | 0.58089 |
| 8 | 0.95768 | 0.91373 | 0.86995 | 0.82551 | 0.78130 | 0.73571 | 0.67915 | 0.60783 |
| 9 | 0.96176 | 0.92178 | 0.88175 | 0.84077 | 0.79953 | 0.75647 | 0.70256 | 0.63397 |
| 10 | 0.96535 | 0.92883 | 0.89227 | 0.85450 | 0.81602 | 0.77540 | 0.72430 | 0.65858 |
| 11 | 0.96922 | 0.93647 | 0.90339 | 0.86885 | 0.83307 | 0.79469 | 0.74588 | 0.68259 |
| 12 | 0.97278 | 0.94362 | 0.91384 | 0.88246 | 0.84933 | 0.81328 | 0.76686 | 0.70621 |
| 13 | 0.97611 | 0.95028 | 0.92370 | 0.89536 | 0.86489 | 0.83118 | 0.78727 | 0.72942 |
| 14 | 0.97920 | 0.95652 | 0.93298 | 0.90759 | 0.87975 | 0.84840 | 0.80708 | 0.75217 |
| 15 | 0.98209 | 0.96238 | 0.94173 | 0.91920 | 0.89392 | 0.86497 | 0.82629 | 0.77443 |
| 16 | 0.98479 | 0.96786 | 0.94998 | 0.93020 | 0.90748 | 0.88089 | 0.84490 | 0.79619 |
| 17 | 0.98733 | 0.97304 | 0.95779 | 0.94066 | 0.92043 | 0.89620 | 0.86291 | 0.81743 |
| 18 | 0.98972 | 0.97794 | 0.96524 | 0.95068 | 0.93288 | 0.91102 | 0.88029 | 0.83802 |
| 19 | 0.99202 | 0.98281 | 0.97235 | 0.96018 | 0.94475 | 0.92526 | 0.89730 | 0.85848 |
| 20 | 0.99381 | 0.98657 | 0.97819 | 0.96827 | 0.95524 | 0.93831 | 0.91350 | 0.87870 |
| 21 | 0.99537 | 0.98987 | 0.98337 | 0.97552 | 0.96480 | 0.95042 | 0.92884 | 0.89822 |
| 22 | 0.99668 | 0.99269 | 0.98785 | 0.98188 | 0.97335 | 0.96147 | 0.94317 | 0.91689 |
| 23 | 0.99777 | 0.99504 | 0.99162 | 0.98730 | 0.98080 | 0.97136 | 0.95635 | 0.93450 |
| 24 | 0.99861 | 0.99688 | 0.99466 | 0.99174 | 0.98708 | 0.97997 | 0.96820 | 0.95081 |

CUADRO 217. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA ADULTA MASCULINA DESDE LOS 37,5 AÑOS DE EDAD, $1(N)/1(37,5)$, PARA ANÁLISIS DE ORFANDAD PATERNA, MODELO ESTE

| | *Valores de la edad* N | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *45* | *50* | *55* | *60* | *65* | *70* | *75* | *80* |
| 1..... | 0.83337 | 0.71351 | 0.59069 | 0.46342 | 0.33212 | 0.20232 | 0.09660 | 0.03074 |
| 2..... | 0.84576 | 0.73276 | 0.61468 | 0.48982 | 0.35832 | 0.22519 | 0.11263 | 0.03869 |
| 3..... | 0.85713 | 0.75053 | 0.63708 | 0.51484 | 0.38366 | 0.24785 | 0.12911 | 0.04736 |
| 4..... | 0.86759 | 0.76707 | 0.65817 | 0.53870 | 0.40813 | 0.27026 | 0.14592 | 0.05662 |
| 5..... | 0.87727 | 0.78254 | 0.67803 | 0.56144 | 0.43183 | 0.29239 | 0.16298 | 0.06642 |
| 6..... | 0.88628 | 0.79704 | 0.69688 | 0.58320 | 0.45483 | 0.31423 | 0.18027 | 0.07675 |
| 7..... | 0.89469 | 0.81068 | 0.71474 | 0.60404 | 0.47710 | 0.33577 | 0.19771 | 0.08754 |
| 8..... | 0.90258 | 0.82357 | 0.73173 | 0.62405 | 0.49874 | 0.35700 | 0.21529 | 0.09873 |
| 9..... | 0.90999 | 0.83577 | 0.74795 | 0.64329 | 0.51973 | 0.37789 | 0.23292 | 0.11028 |
| 10..... | 0.91700 | 0.84734 | 0.76343 | 0.66179 | 0.54015 | 0.39848 | 0.25061 | 0.12216 |
| 11..... | 0.92346 | 0.85806 | 0.77777 | 0.67901 | 0.55913 | 0.41765 | 0.26709 | 0.13338 |
| 12..... | 0.92909 | 0.86725 | 0.78994 | 0.69348 | 0.57506 | 0.43383 | 0.28120 | 0.14312 |
| 13..... | 0.93461 | 0.87641 | 0.80218 | 0.70817 | 0.59143 | 0.45068 | 0.29614 | 0.15364 |
| 14..... | 0.94004 | 0.88548 | 0.81448 | 0.72308 | 0.60822 | 0.46818 | 0.31190 | 0.16496 |
| 15..... | 0.94537 | 0.89449 | 0.82676 | 0.73816 | 0.62539 | 0.48631 | 0.32849 | 0.17713 |
| 16..... | 0.95057 | 0.90335 | 0.83902 | 0.75332 | 0.64287 | 0.50500 | 0.34585 | 0.19012 |
| 17..... | 0.95564 | 0.91207 | 0.85118 | 0.76856 | 0.66059 | 0.52419 | 0.36395 | 0.20394 |
| 18..... | 0.96056 | 0.92061 | 0.86319 | 0.78372 | 0.67844 | 0.54377 | 0.38272 | 0.21855 |
| 19..... | 0.96531 | 0.92892 | 0.87499 | 0.79879 | 0.69633 | 0.56362 | 0.40203 | 0.23387 |
| 20..... | 0.96989 | 0.93698 | 0.88654 | 0.81364 | 0.71417 | 0.58363 | 0.42179 | 0.24984 |
| 21..... | 0.97433 | 0.94512 | 0.89864 | 0.82976 | 0.73421 | 0.60699 | 0.44586 | 0.27018 |
| 22..... | 0.97929 | 0.95446 | 0.91309 | 0.84970 | 0.75970 | 0.63751 | 0.47817 | 0.29843 |
| 23..... | 0.98408 | 0.96382 | 0.92804 | 0.87100 | 0.78781 | 0.67220 | 0.51622 | 0.33312 |
| 24..... | 0.98862 | 0.97299 | 0.94336 | 0.89371 | 0.81889 | 0.71196 | 0.56166 | 0.37666 |

CUADRO 218. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA ADULTA MASCULINA DESDE LOS 37,5 AÑOS DE EDAD, $1(N)/1(37,5)$, PARA ANÁLISIS DE ORFANDAD PATERNA, MODELO OESTE

| | *Valores de la edad* N | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *45* | *50* | *55* | *60* | *65* | *70* | *75* | *80* |
| 1..... | 0.77179 | 0.62680 | 0.48206 | 0.35166 | 0.22799 | 0.12766 | 0.05647 | 0.01648 |
| 2..... | 0.79036 | 0.65367 | 0.51410 | 0.38455 | 0.25801 | 0.15103 | 0.07109 | 0.02296 |
| 3..... | 0.80717 | 0.67840 | 0.54417 | 0.41618 | 0.28767 | 0.17498 | 0.08685 | 0.03045 |
| 4..... | 0.82252 | 0.70132 | 0.57254 | 0.44656 | 0.31692 | 0.19936 | 0.10357 | 0.03899 |
| 5..... | 0.83667 | 0.72269 | 0.59939 | 0.47585 | 0.34573 | 0.22407 | 0.12114 | 0.04843 |
| 6..... | 0.84970 | 0.74267 | 0.62485 | 0.50406 | 0.37407 | 0.24897 | 0.13947 | 0.05873 |
| 7..... | 0.86182 | 0.76144 | 0.64908 | 0.53131 | 0.40192 | 0.27402 | 0.15846 | 0.06987 |
| 8..... | 0.87310 | 0.77910 | 0.67217 | 0.55758 | 0.42925 | 0.29912 | 0.17799 | 0.08177 |
| 9..... | 0.88367 | 0.79580 | 0.69422 | 0.58300 | 0.45608 | 0.32423 | 0.19798 | 0.09436 |
| 10..... | 0.89360 | 0.81161 | 0.71531 | 0.60758 | 0.48239 | 0.34927 | 0.21839 | 0.10759 |
| 11..... | 0.90294 | 0.82662 | 0.73550 | 0.63136 | 0.50818 | 0.37421 | 0.23914 | 0.12143 |
| 12..... | 0.91176 | 0.84088 | 0.75486 | 0.65439 | 0.53346 | 0.39901 | 0.26015 | 0.13580 |
| 13..... | 0.92008 | 0.85455 | 0.77387 | 0.67736 | 0.55898 | 0.42441 | 0.28192 | 0.15099 |
| 14..... | 0.92782 | 0.86701 | 0.79066 | 0.69727 | 0.58092 | 0.44615 | 0.30067 | 0.16418 |
| 15..... | 0.93483 | 0.87837 | 0.80616 | 0.71589 | 0.60173 | 0.46708 | 0.31905 | 0.17737 |
| 16..... | 0.94170 | 0.88968 | 0.82177 | 0.73490 | 0.62327 | 0.48910 | 0.33869 | 0.19179 |
| 17..... | 0.94842 | 0.90087 | 0.83743 | 0.75421 | 0.64545 | 0.51210 | 0.35959 | 0.20744 |
| 18..... | 0.95496 | 0.91189 | 0.85304 | 0.77369 | 0.66814 | 0.53599 | 0.38168 | 0.22434 |
| 19..... | 0.96128 | 0.92267 | 0.86849 | 0.79324 | 0.69121 | 0.56066 | 0.40487 | 0.24246 |
| 20..... | 0.96738 | 0.93318 | 0.88373 | 0.81273 | 0.71452 | 0.58592 | 0.42903 | 0.26173 |
| 21..... | 0.97292 | 0.94293 | 0.89802 | 0.83152 | 0.73759 | 0.61168 | 0.45440 | 0.28260 |
| 22..... | 0.97891 | 0.95399 | 0.91513 | 0.85497 | 0.76757 | 0.64647 | 0.49018 | 0.31346 |
| 23..... | 0.98467 | 0.96507 | 0.93289 | 0.88024 | 0.80104 | 0.68677 | 0.53326 | 0.35229 |
| 24..... | 0.98993 | 0.97568 | 0.95070 | 0.90682 | 0.83788 | 0.73323 | 0.58544 | 0.40200 |

CUADRO 215. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA ADULTA MASCULINA DESDE LOS 37,5 AÑOS DE EDAD, $1(N)/1(37,5)$, PARA ANÁLISIS DE ORFANDAD PATERNA, MODELO NORTE

| | *Valores de la edad* N | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *45* | *50* | *55* | *60* | *65* | *70* | *75* | *80* |
| 1 | 0.79981 | 0.66263 | 0.52876 | 0.39304 | 0.26305 | 0.14737 | 0.05704 | 0.01205 |
| 2 | 0.81591 | 0.68735 | 0.55916 | 0.42655 | 0.29559 | 0.17438 | 0.07440 | 0.01917 |
| 3 | 0.83038 | 0.70991 | 0.58747 | 0.45842 | 0.32743 | 0.20190 | 0.09334 | 0.02789 |
| 4 | 0.84355 | 0.73075 | 0.61394 | 0.48881 | 0.35856 | 0.22978 | 0.11360 | 0.03822 |
| 5 | 0.85563 | 0.75009 | 0.63881 | 0.51788 | 0.38896 | 0.25785 | 0.13508 | 0.05007 |
| 6 | 0.86676 | 0.76807 | 0.66229 | 0.54569 | 0.41867 | 0.28602 | 0.15757 | 0.06334 |
| 7 | 0.87707 | 0.78491 | 0.68448 | 0.57236 | 0.44769 | 0.31420 | 0.18092 | 0.07798 |
| 8 | 0.88664 | 0.80069 | 0.70550 | 0.59797 | 0.47599 | 0.34230 | 0.20501 | 0.09388 |
| 9 | 0.89558 | 0.81556 | 0.72547 | 0.62259 | 0.50358 | 0.37028 | 0.22975 | 0.11096 |
| 10 | 0.90396 | 0.82958 | 0.74450 | 0.64628 | 0.53053 | 0.39808 | 0.25500 | 0.12912 |
| 11 | 0.91183 | 0.84286 | 0.76264 | 0.66909 | 0.55680 | 0.42567 | 0.28068 | 0.14827 |
| 12 | 0.91922 | 0.85542 | 0.78001 | 0.69155 | 0.58312 | 0.45381 | 0.30760 | 0.16915 |
| 13 | 0.92555 | 0.86644 | 0.79521 | 0.71080 | 0.60550 | 0.47766 | 0.33044 | 0.18697 |
| 14 | 0.93150 | 0.87642 | 0.80880 | 0.72801 | 0.62558 | 0.49928 | 0.35149 | 0.20377 |
| 15 | 0.93739 | 0.88639 | 0.82256 | 0.74560 | 0.64624 | 0.52200 | 0.37404 | 0.22223 |
| 16 | 0.94322 | 0.89634 | 0.83643 | 0.76350 | 0.66781 | 0.54578 | 0.39810 | 0.24243 |
| 17 | 0.94894 | 0.90619 | 0.85029 | 0.78162 | 0.68977 | 0.57050 | 0.42360 | 0.26439 |
| 18 | 0.95453 | 0.91590 | 0.86409 | 0.79983 | 0.71212 | 0.59602 | 0.45043 | 0.28809 |
| 19 | 0.95995 | 0.92539 | 0.87773 | 0.81800 | 0.73468 | 0.62216 | 0.47843 | 0.31343 |
| 20 | 0.96517 | 0.93461 | 0.89112 | 0.83600 | 0.75727 | 0.64873 | 0.50739 | 0.34027 |
| 21 | 0.97019 | 0.94353 | 0.90416 | 0.85371 | 0.77977 | 0.67549 | 0.53712 | 0.36846 |
| 22 | 0.97504 | 0.95169 | 0.91590 | 0.86937 | 0.79972 | 0.69962 | 0.56445 | 0.39525 |
| 23 | 0.98024 | 0.96108 | 0.93035 | 0.88978 | 0.82702 | 0.73417 | 0.60546 | 0.43745 |
| 24 | 0.98546 | 0.97078 | 0.94581 | 0.91216 | 0.85791 | 0.77462 | 0.65539 | 0.49133 |

CUADRO 216. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA ADULTA MASCULINA DESDE LOS 37,5 AÑOS DE EDAD, $1(N)/1(37,5)$, PARA ANÁLISIS DE ORFANDAD PATERNA, MODELO SUR

| | *Valores de la edad* N | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *45* | *50* | *55* | *60* | *65* | *70* | *75* | *80* |
| 1 | 0.84796 | 0.74142 | 0.62559 | 0.49927 | 0.35589 | 0.21441 | 0.09540 | 0.02591 |
| 2 | 0.85955 | 0.75942 | 0.64881 | 0.52617 | 0.38445 | 0.24060 | 0.11412 | 0.03467 |
| 3 | 0.87008 | 0.77589 | 0.67033 | 0.55143 | 0.41178 | 0.26638 | 0.13343 | 0.04438 |
| 4 | 0.87965 | 0.79106 | 0.69035 | 0.57524 | 0.43798 | 0.29172 | 0.15317 | 0.05500 |
| 5 | 0.88848 | 0.80512 | 0.70904 | 0.59776 | 0.46316 | 0.31663 | 0.17328 | 0.06639 |
| 6 | 0.89664 | 0.81821 | 0.72662 | 0.61909 | 0.48737 | 0.34110 | 0.19363 | 0.07852 |
| 7 | 0.90422 | 0.83045 | 0.74317 | 0.63938 | 0.51067 | 0.36511 | 0.21417 | 0.09126 |
| 8 | 0.91129 | 0.84193 | 0.75883 | 0.65872 | 0.53316 | 0.38865 | 0.23483 | 0.10457 |
| 9 | 0.91790 | 0.85273 | 0.77364 | 0.67720 | 0.55488 | 0.41172 | 0.25558 | 0.11840 |
| 10 | 0.92350 | 0.86194 | 0.78646 | 0.69336 | 0.57407 | 0.43234 | 0.27439 | 0.13130 |
| 11 | 0.92883 | 0.87074 | 0.79865 | 0.70863 | 0.59225 | 0.45208 | 0.29256 | 0.14394 |
| 12 | 0.93449 | 0.87994 | 0.81122 | 0.72435 | 0.61099 | 0.47255 | 0.31180 | 0.15763 |
| 13 | 0.93993 | 0.88889 | 0.82356 | 0.73993 | 0.62977 | 0.49338 | 0.33176 | 0.17220 |
| 14 | 0.94515 | 0.89756 | 0.83564 | 0.75533 | 0.64855 | 0.51450 | 0.35240 | 0.18767 |
| 15 | 0.95015 | 0.90594 | 0.84742 | 0.77049 | 0.66727 | 0.53584 | 0.37363 | 0.20399 |
| 16 | 0.95495 | 0.91404 | 0.85889 | 0.78539 | 0.68584 | 0.55731 | 0.39537 | 0.22111 |
| 17 | 0.95952 | 0.92182 | 0.87003 | 0.80001 | 0.70423 | 0.57882 | 0.41755 | 0.23898 |
| 18 | 0.96393 | 0.92937 | 0.88091 | 0.81439 | 0.72253 | 0.60049 | 0.44025 | 0.25770 |
| 19 | 0.96937 | 0.93866 | 0.89421 | 0.83184 | 0.74480 | 0.62738 | 0.46932 | 0.28249 |
| 20 | 0.97395 | 0.94686 | 0.90654 | 0.84883 | 0.76734 | 0.65541 | 0.50071 | 0.31058 |
| 21 | 0.97833 | 0.95486 | 0.91884 | 0.86614 | 0.79076 | 0.68518 | 0.53496 | 0.34239 |
| 22 | 0.98249 | 0.96264 | 0.93108 | 0.88375 | 0.81510 | 0.71689 | 0.57259 | 0.37884 |
| 23 | 0.98638 | 0.97012 | 0.94317 | 0.90162 | 0.84038 | 0.75069 | 0.61412 | 0.42097 |
| 24 | 0.98996 | 0.97721 | 0.95500 | 0.91962 | 0.86656 | 0.78673 | 0.66012 | 0.47013 |

CUADRO 213. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA ADULTA MASCULINA DESDE LOS 32,5 AÑOS DE EDAD, $1(N)/1(32,5)$, PARA ANÁLISIS DE ORFANDAD PATERNA, MODELO ESTE

| | *Valores de la edad* N | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *40* | *45* | *50* | *55* | *60* | *65* | *70* | *75* | *80* |
| 1 | 0.86251 | 0.75843 | 0.64935 | 0.53757 | 0.42175 | 0.30226 | 0.18412 | 0.08791 | 0.02798 |
| 2 | 0.87299 | 0.77559 | 0.67196 | 0.56368 | 0.44918 | 0.32859 | 0.20651 | 0.10329 | 0.03548 |
| 3 | 0.88261 | 0.79147 | 0.69303 | 0.58828 | 0.47540 | 0.35426 | 0.22886 | 0.11922 | 0.04373 |
| 4 | 0.89144 | 0.80618 | 0.71278 | 0.61158 | 0.50057 | 0.37925 | 0.25113 | 0.13559 | 0.05261 |
| 5 | 0.89961 | 0.81990 | 0.73137 | 0.63369 | 0.52472 | 0.40359 | 0.27327 | 0.15233 | 0.06207 |
| 6 | 0.90720 | 0.83275 | 0.74890 | 0.65479 | 0.54797 | 0.42735 | 0.29525 | 0.16938 | 0.07211 |
| 7 | 0.91432 | 0.84483 | 0.76551 | 0.67491 | 0.57038 | 0.45051 | 0.31706 | 0.18670 | 0.08266 |
| 8 | 0.92097 | 0.85622 | 0.78127 | 0.69414 | 0.59200 | 0.47312 | 0.33866 | 0.20423 | 0.09366 |
| 9 | 0.92722 | 0.86698 | 0.79627 | 0.71259 | 0.61288 | 0.49516 | 0.36003 | 0.22191 | 0.10506 |
| 10 | 0.93312 | 0.87719 | 0.81055 | 0.73029 | 0.63306 | 0.51670 | 0.38119 | 0.23973 | 0.11686 |
| 11 | 0.93853 | 0.88663 | 0.82383 | 0.74675 | 0.65193 | 0.53683 | 0.40099 | 0.25643 | 0.12806 |
| 12 | 0.94337 | 0.89497 | 0.83540 | 0.76093 | 0.66801 | 0.55394 | 0.41790 | 0.27087 | 0.13787 |
| 13 | 0.94810 | 0.90318 | 0.84693 | 0.77521 | 0.68436 | 0.57154 | 0.43552 | 0.28618 | 0.14847 |
| 14 | 0.95272 | 0.91126 | 0.85838 | 0.78954 | 0.70095 | 0.58960 | 0.45385 | 0.30235 | 0.15991 |
| 15 | 0.95723 | 0.91921 | 0.86973 | 0.80388 | 0.71773 | 0.60808 | 0.47285 | 0.31939 | 0.17222 |
| 16 | 0.96161 | 0.92698 | 0.88093 | 0.81819 | 0.73463 | 0.62692 | 0.49246 | 0.33726 | 0.18540 |
| 17 | 0.96587 | 0.93456 | 0.89195 | 0.83241 | 0.75160 | 0.64602 | 0.51263 | 0.35593 | 0.19944 |
| 18 | 0.96997 | 0.94193 | 0.90276 | 0.84645 | 0.76853 | 0.66529 | 0.53322 | 0.37530 | 0.21431 |
| 19 | 0.97393 | 0.94907 | 0.91329 | 0.86027 | 0.78535 | 0.68462 | 0.55414 | 0.39527 | 0.22993 |
| 20 | 0.97772 | 0.95596 | 0.92352 | 0.87381 | 0.80195 | 0.70391 | 0.57525 | 0.41573 | 0.24625 |
| 21 | 0.98138 | 0.96265 | 0.93379 | 0.88787 | 0.81982 | 0.72541 | 0.59972 | 0.44052 | 0.26694 |
| 22 | 0.98527 | 0.97002 | 0.94542 | 0.90444 | 0.84165 | 0.75251 | 0.63148 | 0.47365 | 0.29560 |
| 23 | 0.98897 | 0.97712 | 0.95699 | 0.92147 | 0.86483 | 0.78223 | 0.66744 | 0.51256 | 0.33076 |
| 24 | 0.99237 | 0.98379 | 0.96823 | 0.93875 | 0.88934 | 0.81488 | 0.70848 | 0.55892 | 0.37482 |

CUADRO 214. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA ADULTA MASCULINA DESDE LOS 32,5 AÑOS DE EDAD, $1(N)/1(32,5)$, PARA ANÁLISIS DE ORFANDAD PATERNA, MODELO OESTE

| | *Valores de la edad* N | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *40* | *45* | *50* | *55* | *60* | *65* | *70* | *75* | *80* |
| 1 | 0.80605 | 0.67240 | 0.54608 | 0.41998 | 0.30638 | 0.19863 | 0.11122 | 0.04920 | 0.01436 |
| 2 | 0.82220 | 0.69724 | 0.57666 | 0.45353 | 0.33924 | 0.22762 | 0.13323 | 0.06271 | 0.02026 |
| 3 | 0.83682 | 0.72006 | 0.60519 | 0.48545 | 0.37127 | 0.25662 | 0.15610 | 0.07747 | 0.02717 |
| 4 | 0.85017 | 0.74116 | 0.63195 | 0.51590 | 0.40239 | 0.28557 | 0.17964 | 0.09332 | 0.03513 |
| 5 | 0.86242 | 0.76080 | 0.65716 | 0.54503 | 0.43270 | 0.31438 | 0.20375 | 0.11016 | 0.04404 |
| 6 | 0.87374 | 0.77909 | 0.68096 | 0.57293 | 0.46217 | 0.34298 | 0.22828 | 0.12788 | 0.05385 |
| 7 | 0.88423 | 0.79625 | 0.70351 | 0.59969 | 0.49088 | 0.37134 | 0.25317 | 0.14640 | 0.06455 |
| 8 | 0.89402 | 0.81237 | 0.72491 | 0.62541 | 0.51879 | 0.39939 | 0.27831 | 0.16560 | 0.07608 |
| 9 | 0.90317 | 0.82758 | 0.74529 | 0.65015 | 0.54599 | 0.42713 | 0.30365 | 0.18542 | 0.08837 |
| 10 | 0.91176 | 0.84197 | 0.76472 | 0.67398 | 0.57248 | 0.45452 | 0.32909 | 0.20577 | 0.10138 |
| 11 | 0.91983 | 0.85561 | 0.78329 | 0.69694 | 0.59826 | 0.48154 | 0.35460 | 0.22660 | 0.11506 |
| 12 | 0.92743 | 0.86855 | 0.80103 | 0.71909 | 0.62338 | 0.50818 | 0.38010 | 0.24782 | 0.12936 |
| 13 | 0.93453 | 0.88079 | 0.81806 | 0.74082 | 0.64844 | 0.53511 | 0.40628 | 0.26988 | 0.14454 |
| 14 | 0.94138 | 0.89241 | 0.83392 | 0.76048 | 0.67065 | 0.55874 | 0.42912 | 0.28919 | 0.15791 |
| 15 | 0.94757 | 0.90297 | 0.84843 | 0.77868 | 0.69149 | 0.58122 | 0.45116 | 0.30817 | 0.17132 |
| 16 | 0.95359 | 0.91333 | 0.86287 | 0.79701 | 0.71276 | 0.60449 | 0.47436 | 0.32849 | 0.18601 |
| 17 | 0.95942 | 0.92348 | 0.87718 | 0.81541 | 0.73438 | 0.62848 | 0.49863 | 0.35014 | 0.20199 |
| 18 | 0.96505 | 0.93336 | 0.89127 | 0.83375 | 0.75620 | 0.65303 | 0.52388 | 0.37305 | 0.21927 |
| 19 | 0.97047 | 0.94295 | 0.90507 | 0.85193 | 0.77812 | 0.67803 | 0.54997 | 0.39715 | 0.23784 |
| 20 | 0.97565 | 0.95222 | 0.91855 | 0.86988 | 0.79999 | 0.70331 | 0.57674 | 0.42230 | 0.25763 |
| 21 | 0.98043 | 0.96070 | 0.93108 | 0.88673 | 0.82107 | 0.72832 | 0.60399 | 0.44869 | 0.27905 |
| 22 | 0.98520 | 0.96963 | 0.94495 | 0.90646 | 0.84687 | 0.76030 | 0.64034 | 0.48554 | 0.31049 |
| 23 | 0.98965 | 0.97817 | 0.95870 | 0.92673 | 0.87442 | 0.79575 | 0.68224 | 0.52974 | 0.34996 |
| 24 | 0.99355 | 0.98588 | 0.97169 | 0.94680 | 0.90310 | 0.83445 | 0.73022 | 0.58304 | 0.40035 |

CUADRO 249. VALORES DEL MODELO SUR PARA LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO, *l(x)*, HASTA EDADES DE 1 A 15 AÑOS, AMBOS SEXOS COMBINADOS: ÍNDICE DE MASCULINIDAD AL NACER DE 1,06

| | *Probabilidad de supervivencia*, l(x) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l*(1) | *l*(2) | *l*(3) | *l*(4) | *l*(5) | *l*(10) | *l*(15) |
| 1 | 0.67830 | 0.54720 | 0.48678 | 0.45465 | 0.43664 | 0.39953 | 0.38232 |
| 2 | 0.70175 | 0.57834 | 0.52147 | 0.49122 | 0.47428 | 0.43768 | 0.42051 |
| 3 | 0.72293 | 0.60717 | 0.55383 | 0.52545 | 0.50956 | 0.47386 | 0.45690 |
| 4 | 0.74222 | 0.63401 | 0.58414 | 0.55761 | 0.54275 | 0.50824 | 0.49164 |
| 5 | 0.75990 | 0.65909 | 0.61264 | 0.58792 | 0.57408 | 0.54097 | 0.52487 |
| 6 | 0.77622 | 0.68265 | 0.63952 | 0.61658 | 0.60373 | 0.57221 | 0.55670 |
| 7 | 0.79133 | 0.70482 | 0.66495 | 0.64375 | 0.63186 | 0.60207 | 0.58724 |
| 8 | 0.80540 | 0.72577 | 0.68907 | 0.66954 | 0.65861 | 0.63066 | 0.61657 |
| 9 | 0.81855 | 0.74560 | 0.71198 | 0.69410 | 0.68409 | 0.65806 | 0.64478 |
| 10 | 0.83066 | 0.76407 | 0.73338 | 0.71705 | 0.70791 | 0.68422 | 0.67178 |
| 11 | 0.84133 | 0.78174 | 0.75427 | 0.73966 | 0.73147 | 0.70998 | 0.69847 |
| 12 | 0.85174 | 0.79874 | 0.77432 | 0.76132 | 0.75404 | 0.73472 | 0.72414 |
| 13 | 0.86190 | 0.81511 | 0.79356 | 0.78209 | 0.77566 | 0.75847 | 0.74885 |
| 14 | 0.87177 | 0.83088 | 0.81203 | 0.80200 | 0.79639 | 0.78129 | 0.77262 |
| 15 | 0.88135 | 0.84604 | 0.82976 | 0.82111 | 0.81626 | 0.80320 | 0.79550 |
| 16 | 0.89062 | 0.86061 | 0.84678 | 0.83942 | 0.83530 | 0.82426 | 0.81751 |
| 17 | 0.89957 | 0.87470 | 0.86319 | 0.85705 | 0.85357 | 0.84449 | 0.83869 |
| 18 | 0.90827 | 0.88843 | 0.87914 | 0.87413 | 0.87125 | 0.86407 | 0.85923 |
| 19 | 0.91820 | 0.90331 | 0.89615 | 0.89221 | 0.88987 | 0.88420 | 0.88019 |
| 20 | 0.92782 | 0.91655 | 0.91100 | 0.90788 | 0.90597 | 0.90161 | 0.89839 |
| 21 | 0.93742 | 0.92921 | 0.92505 | 0.92267 | 0.92118 | 0.91796 | 0.91546 |
| 22 | 0.94694 | 0.94125 | 0.93830 | 0.93657 | 0.93546 | 0.93322 | 0.93133 |
| 23 | 0.95635 | 0.95266 | 0.95069 | 0.94952 | 0.94875 | 0.94728 | 0.94595 |
| 24 | 0.96556 | 0.96337 | 0.96217 | 0.96144 | 0.96096 | 0.96008 | 0.95921 |

CUADRO 250. VALORES DEL MODELO SUR PARA LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO, *l(x)*, HASTA EDADES DE 1 A 15 AÑOS, AMBOS SEXOS COMBINADOS: ÍNDICE DE MASCULINIDAD AL NACER DE 1,07

| | *Probabilidad de supervivencia*, l(x) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l*(1) | *l*(2) | *l*(3) | *l*(4) | *l*(5) | *l*(10) | *l*(15) |
| 1 | 0.67824 | 0.54716 | 0.48676 | 0.45463 | 0.43662 | 0.39953 | 0.38233 |
| 2 | 0.70169 | 0.57831 | 0.52145 | 0.49120 | 0.47426 | 0.43768 | 0.42052 |
| 3 | 0.72287 | 0.60714 | 0.55380 | 0.52543 | 0.50954 | 0.47386 | 0.45690 |
| 4 | 0.74216 | 0.63397 | 0.58411 | 0.55758 | 0.54273 | 0.50823 | 0.49164 |
| 5 | 0.75985 | 0.65906 | 0.61261 | 0.58790 | 0.57406 | 0.54096 | 0.52486 |
| 6 | 0.77617 | 0.68261 | 0.63949 | 0.61656 | 0.60371 | 0.57219 | 0.55670 |
| 7 | 0.79128 | 0.70478 | 0.66492 | 0.64372 | 0.63183 | 0.60206 | 0.58723 |
| 8 | 0.80536 | 0.72573 | 0.68904 | 0.66952 | 0.65858 | 0.63064 | 0.61656 |
| 9 | 0.81851 | 0.74557 | 0.71195 | 0.69407 | 0.68406 | 0.65804 | 0.64476 |
| 10 | 0.83062 | 0.76404 | 0.73335 | 0.71702 | 0.70788 | 0.68419 | 0.67176 |
| 11 | 0.84129 | 0.78170 | 0.75424 | 0.73963 | 0.73144 | 0.70995 | 0.69844 |
| 12 | 0.85171 | 0.79871 | 0.77429 | 0.76129 | 0.75401 | 0.73469 | 0.72411 |
| 13 | 0.86187 | 0.81508 | 0.79353 | 0.78205 | 0.77563 | 0.75844 | 0.74882 |
| 14 | 0.87174 | 0.83085 | 0.81200 | 0.80197 | 0.79635 | 0.78125 | 0.77259 |
| 15 | 0.88132 | 0.84601 | 0.82973 | 0.82108 | 0.81623 | 0.80317 | 0.79547 |
| 16 | 0.89059 | 0.86058 | 0.84675 | 0.83939 | 0.83527 | 0.82423 | 0.81747 |
| 17 | 0.89955 | 0.87467 | 0.86316 | 0.85701 | 0.85354 | 0.84446 | 0.83866 |
| 18 | 0.90824 | 0.88840 | 0.87911 | 0.87410 | 0.87122 | 0.86404 | 0.85919 |
| 19 | 0.91818 | 0.90329 | 0.89613 | 0.89218 | 0.88984 | 0.88417 | 0.88017 |
| 20 | 0.92780 | 0.91653 | 0.91098 | 0.90786 | 0.90595 | 0.90159 | 0.89836 |
| 21 | 0.93740 | 0.92919 | 0.92504 | 0.92265 | 0.92116 | 0.91795 | 0.91544 |
| 22 | 0.94693 | 0.94124 | 0.93828 | 0.93656 | 0.93545 | 0.93320 | 0.93132 |
| 23 | 0.95634 | 0.95265 | 0.95068 | 0.94950 | 0.94874 | 0.94726 | 0.94593 |
| 24 | 0.96555 | 0.96336 | 0.96216 | 0.96143 | 0.96095 | 0.96007 | 0.95920 |

CUADRO 251. VALORES DEL MODELO ESTE PARA LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO, *l(x)*, HASTA EDADES DE 1 A 15 AÑOS, AMBOS SEXOS COMBINADOS: ÍNDICE DE MASCULINIDAD AL NACER DE 1,02

| | *Probabilidad de supervivencia,* l(x) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l*(1) | *l*(2) | *l*(3) | *l*(4) | *l*(5) | *l*(10) | *l*(15) |
| 1 | 0.53316 | 0.46363 | 0.43439 | 0.41549 | 0.40205 | 0.37347 | 0.35976 |
| 2 | 0.57075 | 0.50285 | 0.47429 | 0.45583 | 0.44272 | 0.41397 | 0.40005 |
| 3 | 0.60501 | 0.53936 | 0.51174 | 0.49390 | 0.48121 | 0.45267 | 0.43871 |
| 4 | 0.63647 | 0.57350 | 0.54701 | 0.52990 | 0.51773 | 0.48968 | 0.47584 |
| 5 | 0.66552 | 0.60556 | 0.58034 | 0.56405 | 0.55247 | 0.52517 | 0.51155 |
| 6 | 0.69246 | 0.63576 | 0.61192 | 0.59652 | 0.58556 | 0.55920 | 0.54592 |
| 7 | 0.71757 | 0.66431 | 0.64191 | 0.62744 | 0.61715 | 0.59189 | 0.57905 |
| 8 | 0.74106 | 0.69136 | 0.67046 | 0.65696 | 0.64735 | 0.62334 | 0.61100 |
| 9 | 0.76310 | 0.71704 | 0.69768 | 0.68517 | 0.67627 | 0.65362 | 0.64184 |
| 10 | 0.78384 | 0.74148 | 0.72367 | 0.71217 | 0.70399 | 0.68280 | 0.67162 |
| 11 | 0.80323 | 0.76524 | 0.74927 | 0.73896 | 0.73162 | 0.71216 | 0.70158 |
| 12 | 0.82115 | 0.78741 | 0.77322 | 0.76407 | 0.75754 | 0.73978 | 0.72991 |
| 13 | 0.83842 | 0.80871 | 0.79621 | 0.78815 | 0.78241 | 0.76636 | 0.75724 |
| 14 | 0.85504 | 0.82915 | 0.81827 | 0.81125 | 0.80625 | 0.79191 | 0.78357 |
| 15 | 0.87100 | 0.84877 | 0.83942 | 0.83339 | 0.82910 | 0.81646 | 0.80891 |
| 16 | 0.88631 | 0.86757 | 0.85968 | 0.85460 | 0.85097 | 0.84003 | 0.83329 |
| 17 | 0.90098 | 0.88567 | 0.87919 | 0.87498 | 0.87194 | 0.86266 | 0.85675 |
| 18 | 0.91499 | 0.90307 | 0.89792 | 0.89451 | 0.89201 | 0.88439 | 0.87929 |
| 19 | 0.92834 | 0.91971 | 0.91582 | 0.91319 | 0.91123 | 0.90524 | 0.90096 |
| 20 | 0.94106 | 0.93544 | 0.93283 | 0.93101 | 0.92962 | 0.92524 | 0.92177 |
| 21 | 0.95376 | 0.95002 | 0.94821 | 0.94693 | 0.94593 | 0.94267 | 0.93997 |
| 22 | 0.96518 | 0.96286 | 0.96170 | 0.96086 | 0.96019 | 0.95797 | 0.95596 |
| 23 | 0.97544 | 0.97415 | 0.97348 | 0.97299 | 0.97260 | 0.97121 | 0.96982 |
| 24 | 0.98426 | 0.98365 | 0.98332 | 0.98308 | 0.98288 | 0.98212 | 0.98125 |

CUADRO 252. VALORES DEL MODELO ESTE PARA LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO, *l(x)*, HASTA EDADES DE 1 A 15 AÑOS, AMBOS SEXOS COMBINADOS: ÍNDICE DE MASCULINIDAD AL NACER DE 1,03

| | *Probabilidad de supervivencia,* l(x) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l*(1) | *l*(2) | *l*(3) | *l*(4) | *l*(5) | *l*(10) | *l*(15) |
| 1 | 0.53297 | 0.46346 | 0.43423 | 0.41534 | 0.40191 | 0.37334 | 0.35964 |
| 2 | 0.57057 | 0.50270 | 0.47415 | 0.45569 | 0.44258 | 0.41385 | 0.39994 |
| 3 | 0.60485 | 0.53921 | 0.51160 | 0.49377 | 0.48108 | 0.45255 | 0.43860 |
| 4 | 0.63633 | 0.57336 | 0.54688 | 0.52978 | 0.51761 | 0.48957 | 0.47574 |
| 5 | 0.66538 | 0.60543 | 0.58022 | 0.56393 | 0.55235 | 0.52506 | 0.51145 |
| 6 | 0.69234 | 0.63564 | 0.61180 | 0.59641 | 0.58545 | 0.55910 | 0.54583 |
| 7 | 0.71746 | 0.66420 | 0.64180 | 0.62734 | 0.61705 | 0.59180 | 0.57896 |
| 8 | 0.74096 | 0.69125 | 0.67036 | 0.65686 | 0.64726 | 0.62325 | 0.61092 |
| 9 | 0.76300 | 0.71694 | 0.69758 | 0.68507 | 0.67618 | 0.65353 | 0.64176 |
| 10 | 0.78375 | 0.74139 | 0.72359 | 0.71209 | 0.70390 | 0.68272 | 0.67155 |
| 11 | 0.80315 | 0.76516 | 0.74919 | 0.73888 | 0.73154 | 0.71208 | 0.70151 |
| 12 | 0.82107 | 0.78733 | 0.77315 | 0.76399 | 0.75747 | 0.73971 | 0.72984 |
| 13 | 0.83835 | 0.80864 | 0.79614 | 0.78808 | 0.78234 | 0.76629 | 0.75717 |
| 14 | 0.85498 | 0.82909 | 0.81821 | 0.81119 | 0.80619 | 0.79185 | 0.78351 |
| 15 | 0.87094 | 0.84871 | 0.83937 | 0.83333 | 0.82904 | 0.81640 | 0.80885 |
| 16 | 0.88626 | 0.86751 | 0.85963 | 0.85454 | 0.85092 | 0.83997 | 0.83323 |
| 17 | 0.90093 | 0.88562 | 0.87914 | 0.87493 | 0.87189 | 0.86261 | 0.85670 |
| 18 | 0.91495 | 0.90303 | 0.89787 | 0.89447 | 0.89197 | 0.88435 | 0.87925 |
| 19 | 0.92831 | 0.91967 | 0.91579 | 0.91316 | 0.91119 | 0.90520 | 0.90091 |
| 20 | 0.94103 | 0.93541 | 0.93279 | 0.93098 | 0.92959 | 0.92521 | 0.92174 |
| 21 | 0.95374 | 0.94999 | 0.94819 | 0.94690 | 0.94590 | 0.94264 | 0.93994 |
| 22 | 0.96516 | 0.96284 | 0.96168 | 0.96083 | 0.96017 | 0.95794 | 0.95593 |
| 23 | 0.97543 | 0.97414 | 0.97347 | 0.97298 | 0.97258 | 0.97120 | 0.96980 |
| 24 | 0.98425 | 0.98364 | 0.98331 | 0.98307 | 0.98287 | 0.98210 | 0.98124 |

CUADRO 253. VALORES DEL MODELO ESTE PARA LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO, *l(x)*, HASTA EDADES DE 1 A 15 AÑOS, AMBOS SEXOS COMBINADOS: ÍNDICE DE MASCULINIDAD AL NACER DE 1,04

| | *Probabilidad de supervivencia,* l(x) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l*(1) | *l*(2) | *l*(3) | *l*(4) | *l*(5) | *l*(10) | *l*(15) |
| 1 | 0.53278 | 0.46330 | 0.43407 | 0.41519 | 0.40176 | 0.37321 | 0.35953 |
| 2 | 0.57040 | 0.50254 | 0.47400 | 0.45555 | 0.44245 | 0.41372 | 0.39983 |
| 3 | 0.60470 | 0.53907 | 0.51146 | 0.49363 | 0.48095 | 0.45243 | 0.43849 |
| 4 | 0.63618 | 0.57322 | 0.54675 | 0.52965 | 0.51749 | 0.48946 | 0.47564 |
| 5 | 0.66525 | 0.60530 | 0.58010 | 0.56381 | 0.55224 | 0.52495 | 0.51135 |
| 6 | 0.69221 | 0.63552 | 0.61169 | 0.59630 | 0.58534 | 0.55900 | 0.54574 |
| 7 | 0.71734 | 0.66409 | 0.64169 | 0.62724 | 0.61695 | 0.59170 | 0.57887 |
| 8 | 0.74085 | 0.69115 | 0.67026 | 0.65676 | 0.64716 | 0.62316 | 0.61084 |
| 9 | 0.76290 | 0.71685 | 0.69749 | 0.68498 | 0.67609 | 0.65345 | 0.64168 |
| 10 | 0.78366 | 0.74130 | 0.72350 | 0.71200 | 0.70382 | 0.68264 | 0.67147 |
| 11 | 0.80307 | 0.76508 | 0.74911 | 0.73881 | 0.73146 | 0.71201 | 0.70144 |
| 12 | 0.82100 | 0.78725 | 0.77307 | 0.76392 | 0.75739 | 0.73964 | 0.72978 |
| 13 | 0.83828 | 0.80857 | 0.79607 | 0.78801 | 0.78227 | 0.76622 | 0.75711 |
| 14 | 0.85491 | 0.82902 | 0.81814 | 0.81112 | 0.80613 | 0.79178 | 0.78345 |
| 15 | 0.87089 | 0.84865 | 0.83931 | 0.83327 | 0.82898 | 0.81634 | 0.80879 |
| 16 | 0.88621 | 0.86746 | 0.85957 | 0.85449 | 0.85086 | 0.83992 | 0.83318 |
| 17 | 0.90089 | 0.88558 | 0.87909 | 0.87488 | 0.87184 | 0.86257 | 0.85665 |
| 18 | 0.91491 | 0.90299 | 0.89783 | 0.89443 | 0.89193 | 0.88431 | 0.87920 |
| 19 | 0.92827 | 0.91963 | 0.91575 | 0.91312 | 0.91115 | 0.90516 | 0.90087 |
| 20 | 0.94100 | 0.93538 | 0.93276 | 0.93095 | 0.92955 | 0.92517 | 0.92170 |
| 21 | 0.95371 | 0.94997 | 0.94816 | 0.94687 | 0.94588 | 0.94261 | 0.93991 |
| 22 | 0.96514 | 0.96282 | 0.96165 | 0.96081 | 0.96015 | 0.95792 | 0.95591 |
| 23 | 0.97541 | 0.97412 | 0.97345 | 0.97296 | 0.97256 | 0.97118 | 0.96978 |
| 24 | 0.98424 | 0.98363 | 0.98330 | 0.98306 | 0.98286 | 0.98209 | 0.98122 |

CUADRO 254. VALORES DEL MODELO ESTE PARA LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO, *l(x)*, HASTA EDADES DE 1 A 15 AÑOS, AMBOS SEXOS COMBINADOS: ÍNDICE DE MASCULINIDAD AL NACER DE 1,05

| | *Probabilidad de supervivencia,* l(x) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l*(1) | *l*(2) | *l*(3) | *l*(4) | *l*(5) | *l*(10) | *l*(15) |
| 1 | 0.53260 | 0.46313 | 0.43392 | 0.41504 | 0.40162 | 0.37308 | 0.35941 |
| 2 | 0.57023 | 0.50239 | 0.47385 | 0.45541 | 0.44231 | 0.41360 | 0.39972 |
| 3 | 0.60454 | 0.53892 | 0.51132 | 0.49350 | 0.48082 | 0.45231 | 0.43839 |
| 4 | 0.63603 | 0.57309 | 0.54662 | 0.52953 | 0.51737 | 0.48935 | 0.47554 |
| 5 | 0.66511 | 0.60518 | 0.57998 | 0.56370 | 0.55212 | 0.52484 | 0.51126 |
| 6 | 0.69209 | 0.63540 | 0.61157 | 0.59619 | 0.58524 | 0.55890 | 0.54565 |
| 7 | 0.71723 | 0.66398 | 0.64159 | 0.62713 | 0.61684 | 0.59161 | 0.57879 |
| 8 | 0.74074 | 0.69105 | 0.67016 | 0.65667 | 0.64707 | 0.62307 | 0.61075 |
| 9 | 0.76281 | 0.71675 | 0.69740 | 0.68489 | 0.67600 | 0.65337 | 0.64160 |
| 10 | 0.78357 | 0.74122 | 0.72342 | 0.71192 | 0.70374 | 0.68256 | 0.67140 |
| 11 | 0.80299 | 0.76500 | 0.74903 | 0.73873 | 0.73138 | 0.71194 | 0.70137 |
| 12 | 0.82092 | 0.78718 | 0.77300 | 0.76385 | 0.75732 | 0.73957 | 0.72971 |
| 13 | 0.83821 | 0.80850 | 0.79600 | 0.78794 | 0.78220 | 0.76615 | 0.75704 |
| 14 | 0.85485 | 0.82896 | 0.81808 | 0.81106 | 0.80606 | 0.79172 | 0.78338 |
| 15 | 0.87083 | 0.84859 | 0.83925 | 0.83322 | 0.82892 | 0.81628 | 0.80873 |
| 16 | 0.88615 | 0.86741 | 0.85952 | 0.85444 | 0.85081 | 0.83987 | 0.83313 |
| 17 | 0.90084 | 0.88553 | 0.87905 | 0.87483 | 0.87179 | 0.86252 | 0.85660 |
| 18 | 0.91487 | 0.90295 | 0.89779 | 0.89439 | 0.89188 | 0.88426 | 0.87915 |
| 19 | 0.92824 | 0.91960 | 0.91571 | 0.91308 | 0.91112 | 0.90512 | 0.90083 |
| 20 | 0.94097 | 0.93535 | 0.93273 | 0.93091 | 0.92952 | 0.92514 | 0.92166 |
| 21 | 0.95369 | 0.94994 | 0.94813 | 0.94685 | 0.94585 | 0.94258 | 0.93987 |
| 22 | 0.96512 | 0.96280 | 0.96163 | 0.96079 | 0.96013 | 0.95789 | 0.95588 |
| 23 | 0.97540 | 0.97411 | 0.97344 | 0.97294 | 0.97255 | 0.97116 | 0.96976 |
| 24 | 0.98423 | 0.98362 | 0.98329 | 0.98305 | 0.98284 | 0.98208 | 0.98121 |

CUADRO 255. VALORES DEL MODELO ESTE PARA LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO, *l(x)*, HASTA EDADES DE 1 A 15 AÑOS, AMBOS SEXOS COMBINADOS: ÍNDICE DE MASCULINIDAD AL NACER DE 1,06

| | *Probabilidad de supervivencia,* l(x) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l*(1) | *l*(2) | *l*(3) | *l*(4) | *l*(5) | *l*(10) | *l*(15) |
| 1..... | 0.53242 | 0.46297 | 0.43377 | 0.41490 | 0.40148 | 0.37295 | 0.35929 |
| 2..... | 0.57006 | 0.50223 | 0.47371 | 0.45528 | 0.44218 | 0.41348 | 0.39960 |
| 3..... | 0.60438 | 0.53878 | 0.51119 | 0.49337 | 0.48070 | 0.45219 | 0.43828 |
| 4..... | 0.63589 | 0.57296 | 0.54649 | 0.52941 | 0.51725 | 0.48923 | 0.47544 |
| 5..... | 0.66498 | 0.60505 | 0.57986 | 0.56358 | 0.55201 | 0.52474 | 0.51116 |
| 6..... | 0.69197 | 0.63529 | 0.61146 | 0.59608 | 0.58513 | 0.55880 | 0.54556 |
| 7..... | 0.71712 | 0.66387 | 0.64148 | 0.62703 | 0.61674 | 0.59151 | 0.57870 |
| 8..... | 0.74064 | 0.69095 | 0.67006 | 0.65657 | 0.64697 | 0.62299 | 0.61067 |
| 9..... | 0.76271 | 0.71666 | 0.69731 | 0.68481 | 0.67591 | 0.65328 | 0.64153 |
| 10..... | 0.78348 | 0.74113 | 0.72333 | 0.71184 | 0.70366 | 0.68248 | 0.67133 |
| 11..... | 0.80291 | 0.76492 | 0.74896 | 0.73865 | 0.73131 | 0.71186 | 0.70130 |
| 12..... | 0.82085 | 0.78711 | 0.77293 | 0.76377 | 0.75725 | 0.73950 | 0.72964 |
| 13..... | 0.83814 | 0.80843 | 0.79594 | 0.78788 | 0.78214 | 0.76609 | 0.75698 |
| 14..... | 0.85479 | 0.82890 | 0.81802 | 0.81100 | 0.80600 | 0.79166 | 0.78332 |
| 15..... | 0.87077 | 0.84854 | 0.83919 | 0.83316 | 0.82886 | 0.81623 | 0.80868 |
| 16..... | 0.88610 | 0.86736 | 0.85947 | 0.85439 | 0.85076 | 0.83981 | 0.83307 |
| 17..... | 0.90080 | 0.88548 | 0.87900 | 0.87479 | 0.87175 | 0.86247 | 0.85655 |
| 18..... | 0.91483 | 0.90291 | 0.89775 | 0.89434 | 0.89184 | 0.88422 | 0.87911 |
| 19..... | 0.92820 | 0.91956 | 0.91568 | 0.91305 | 0.91108 | 0.90508 | 0.90079 |
| 20..... | 0.94094 | 0.93532 | 0.93270 | 0.93088 | 0.92949 | 0.92511 | 0.92163 |
| 21..... | 0.95366 | 0.94992 | 0.94811 | 0.94682 | 0.94582 | 0.94255 | 0.93984 |
| 22..... | 0.96510 | 0.96278 | 0.96161 | 0.96077 | 0.96011 | 0.95787 | 0.95586 |
| 23..... | 0.97539 | 0.97409 | 0.97342 | 0.97293 | 0.97253 | 0.97114 | 0.96975 |
| 24..... | 0.98422 | 0.98361 | 0.98328 | 0.98303 | 0.98283 | 0.98207 | 0.98120 |

CUADRO 256. VALORES DEL MODELO ESTE PARA LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO, *l(x)*, HASTA EDADES DE 1 A 15 AÑOS, AMBOS SEXOS COMBINADOS: ÍNDICE DE MASCULINIDAD AL NACER DE 1,07

| | *Probabilidad de supervivencia,* l(x) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l*(1) | *l*(2) | *l*(3) | *l*(4) | *l*(5) | *l*(10) | *l*(15) |
| 1..... | 0.53223 | 0.46281 | 0.43362 | 0.41476 | 0.40134 | 0.37283 | 0.35918 |
| 2..... | 0.56990 | 0.50208 | 0.47357 | 0.45514 | 0.44205 | 0.41336 | 0.39950 |
| 3..... | 0.60423 | 0.53864 | 0.51105 | 0.49325 | 0.48057 | 0.45208 | 0.43818 |
| 4..... | 0.63575 | 0.57283 | 0.54637 | 0.52929 | 0.51713 | 0.48912 | 0.47534 |
| 5..... | 0.66485 | 0.60493 | 0.57974 | 0.56347 | 0.55190 | 0.52463 | 0.51107 |
| 6..... | 0.69185 | 0.63517 | 0.61135 | 0.59597 | 0.58502 | 0.55870 | 0.54547 |
| 7..... | 0.71700 | 0.66377 | 0.64138 | 0.62693 | 0.61665 | 0.59142 | 0.57861 |
| 8..... | 0.74054 | 0.69085 | 0.66996 | 0.65648 | 0.64688 | 0.62290 | 0.61059 |
| 9..... | 0.76262 | 0.71657 | 0.69722 | 0.68472 | 0.67582 | 0.65320 | 0.64145 |
| 10..... | 0.78339 | 0.74105 | 0.72325 | 0.71176 | 0.70358 | 0.68240 | 0.67126 |
| 11..... | 0.80283 | 0.76484 | 0.74888 | 0.73858 | 0.73123 | 0.71179 | 0.70123 |
| 12..... | 0.82077 | 0.78703 | 0.77285 | 0.76370 | 0.75718 | 0.73943 | 0.72958 |
| 13..... | 0.83807 | 0.80836 | 0.79587 | 0.78781 | 0.78207 | 0.76602 | 0.75692 |
| 14..... | 0.85473 | 0.82884 | 0.81796 | 0.81094 | 0.80594 | 0.79160 | 0.78326 |
| 15..... | 0.87072 | 0.84848 | 0.83913 | 0.83310 | 0.82881 | 0.81617 | 0.80862 |
| 16..... | 0.88605 | 0.86730 | 0.85942 | 0.85433 | 0.85071 | 0.83976 | 0.83302 |
| 17..... | 0.90075 | 0.88543 | 0.87895 | 0.87474 | 0.87170 | 0.86242 | 0.85650 |
| 18..... | 0.91479 | 0.90286 | 0.89771 | 0.89430 | 0.89180 | 0.88418 | 0.87907 |
| 19..... | 0.92817 | 0.91953 | 0.91564 | 0.91301 | 0.91104 | 0.90504 | 0.90075 |
| 20..... | 0.94092 | 0.93529 | 0.93267 | 0.93085 | 0.92946 | 0.92507 | 0.92159 |
| 21..... | 0.95364 | 0.94989 | 0.94808 | 0.94679 | 0.94579 | 0.94252 | 0.93981 |
| 22..... | 0.96508 | 0.96276 | 0.96159 | 0.96075 | 0.96009 | 0.95785 | 0.95583 |
| 23..... | 0.97537 | 0.97408 | 0.97341 | 0.97291 | 0.97252 | 0.97113 | 0.96973 |
| 24..... | 0.98421 | 0.98360 | 0.98327 | 0.98302 | 0.98282 | 0.98206 | 0.98118 |

CUADRO 257. VALORES DEL MODELO OESTE PARA LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO, *l(x)*, HASTA EDADES DE 1 A 15 AÑOS, AMBOS SEXOS COMBINADOS: ÍNDICE DE MASCULINIDAD AL NACER DE 1,02

| | *Probabilidad de supervivencia*, l(x) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l*(1) | *l*(2) | *l*(3) | *l*(4) | *l*(5) | *l*(10) | *l*(15) |
| 1 | 0.60761 | 0.52630 | 0.49027 | 0.46683 | 0.44924 | 0.41762 | 0.39552 |
| 2 | 0.64122 | 0.56332 | 0.52880 | 0.50634 | 0.48949 | 0.45811 | 0.43604 |
| 3 | 0.67151 | 0.59738 | 0.56453 | 0.54317 | 0.52713 | 0.49634 | 0.47453 |
| 4 | 0.69903 | 0.62892 | 0.59784 | 0.57763 | 0.56247 | 0.53251 | 0.51118 |
| 5 | 0.72420 | 0.65824 | 0.62901 | 0.61000 | 0.59574 | 0.56682 | 0.54612 |
| 6 | 0.74738 | 0.68565 | 0.65830 | 0.64050 | 0.62716 | 0.59943 | 0.57949 |
| 7 | 0.76881 | 0.71135 | 0.68589 | 0.66933 | 0.65690 | 0.63049 | 0.61142 |
| 8 | 0.78872 | 0.73552 | 0.71196 | 0.69662 | 0.68512 | 0.66013 | 0.64200 |
| 9 | 0.80729 | 0.75833 | 0.73665 | 0.72254 | 0.71195 | 0.68846 | 0.67134 |
| 10 | 0.82467 | 0.77992 | 0.76008 | 0.74719 | 0.73751 | 0.71557 | 0.69953 |
| 11 | 0.84098 | 0.80037 | 0.78237 | 0.77068 | 0.76190 | 0.74155 | 0.72661 |
| 12 | 0.85634 | 0.81980 | 0.80362 | 0.79309 | 0.78519 | 0.76647 | 0.75269 |
| 13 | 0.87103 | 0.83915 | 0.82503 | 0.81584 | 0.80895 | 0.79198 | 0.77950 |
| 14 | 0.88490 | 0.85767 | 0.84560 | 0.83776 | 0.83187 | 0.81670 | 0.80552 |
| 15 | 0.89753 | 0.87434 | 0.86401 | 0.85726 | 0.85218 | 0.83871 | 0.82870 |
| 16 | 0.90974 | 0.89041 | 0.88170 | 0.87596 | 0.87158 | 0.85979 | 0.85098 |
| 17 | 0.92148 | 0.90596 | 0.89874 | 0.89388 | 0.89010 | 0.87997 | 0.87234 |
| 18 | 0.93275 | 0.92069 | 0.91490 | 0.91091 | 0.90778 | 0.89928 | 0.89283 |
| 19 | 0.94353 | 0.93462 | 0.93021 | 0.92711 | 0.92465 | 0.91774 | 0.91246 |
| 20 | 0.95380 | 0.94779 | 0.94471 | 0.94252 | 0.94075 | 0.93541 | 0.93128 |
| 21 | 0.96403 | 0.96028 | 0.95829 | 0.95686 | 0.95568 | 0.95179 | 0.94867 |
| 22 | 0.97327 | 0.97098 | 0.96973 | 0.96881 | 0.96805 | 0.96532 | 0.96310 |
| 23 | 0.98166 | 0.98044 | 0.97975 | 0.97923 | 0.97880 | 0.97708 | 0.97564 |
| 24 | 0.98884 | 0.98830 | 0.98799 | 0.98775 | 0.98755 | 0.98662 | 0.98579 |

CUADRO 258. VALORES DEL MODELO OESTE PARA LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO, *l(x)*, HASTA EDADES DE 1 A 15 AÑOS, AMBOS SEXOS COMBINADOS: ÍNDICE DE MASCULINIDAD AL NACER DE 1,03

| | *Probabilidad de supervivencia*, l(x) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l*(1) | *l*(2) | *l*(3) | *l*(4) | *l*(5) | *l*(10) | *l*(15) |
| 1 | 0.60748 | 0.52619 | 0.49016 | 0.46673 | 0.44915 | 0.41754 | 0.39545 |
| 2 | 0.64110 | 0.56321 | 0.52870 | 0.50624 | 0.48940 | 0.45804 | 0.43597 |
| 3 | 0.67140 | 0.59728 | 0.56444 | 0.54308 | 0.52705 | 0.49626 | 0.47447 |
| 4 | 0.69892 | 0.62882 | 0.59775 | 0.57755 | 0.56239 | 0.53243 | 0.51112 |
| 5 | 0.72411 | 0.65815 | 0.62893 | 0.60992 | 0.59566 | 0.56675 | 0.54606 |
| 6 | 0.74729 | 0.68557 | 0.65822 | 0.64043 | 0.62709 | 0.59936 | 0.57943 |
| 7 | 0.76873 | 0.71127 | 0.68581 | 0.66925 | 0.65683 | 0.63043 | 0.61136 |
| 8 | 0.78864 | 0.73545 | 0.71188 | 0.69655 | 0.68505 | 0.66007 | 0.64195 |
| 9 | 0.80722 | 0.75826 | 0.73658 | 0.72247 | 0.71189 | 0.68840 | 0.67129 |
| 10 | 0.82460 | 0.77985 | 0.76002 | 0.74713 | 0.73745 | 0.71551 | 0.69948 |
| 11 | 0.84092 | 0.80031 | 0.78231 | 0.77062 | 0.76184 | 0.74149 | 0.72656 |
| 12 | 0.85628 | 0.81975 | 0.80356 | 0.79303 | 0.78514 | 0.76642 | 0.75264 |
| 13 | 0.87097 | 0.83910 | 0.82498 | 0.81579 | 0.80890 | 0.79194 | 0.77946 |
| 14 | 0.88485 | 0.85762 | 0.84556 | 0.83771 | 0.83183 | 0.81666 | 0.80548 |
| 15 | 0.89749 | 0.87429 | 0.86397 | 0.85722 | 0.85213 | 0.83867 | 0.82866 |
| 16 | 0.90970 | 0.89036 | 0.88165 | 0.87591 | 0.87154 | 0.85975 | 0.85094 |
| 17 | 0.92145 | 0.90592 | 0.89870 | 0.89384 | 0.89006 | 0.87993 | 0.87230 |
| 18 | 0.93272 | 0.92066 | 0.91486 | 0.91087 | 0.90774 | 0.89924 | 0.89278 |
| 19 | 0.94349 | 0.93459 | 0.93017 | 0.92708 | 0.92461 | 0.91770 | 0.91242 |
| 20 | 0.95377 | 0.94776 | 0.94468 | 0.94249 | 0.94072 | 0.93538 | 0.93124 |
| 21 | 0.96400 | 0.96025 | 0.95826 | 0.95683 | 0.95565 | 0.95175 | 0.94863 |
| 22 | 0.97325 | 0.97096 | 0.96971 | 0.96879 | 0.96802 | 0.96530 | 0.96307 |
| 23 | 0.98165 | 0.98043 | 0.97973 | 0.97922 | 0.97879 | 0.97706 | 0.97562 |
| 24 | 0.98883 | 0.98829 | 0.98797 | 0.98773 | 0.98754 | 0.98660 | 0.98578 |

CUADRO 259. VALORES DEL MODELO OESTE PARA LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO, *l(x)*, HASTA EDADES DE 1 A 15 AÑOS, AMBOS SEXOS COMBINADOS: ÍNDICE DE MASCULINIDAD AL NACER DE 1,04

| | *Probabilidad de supervivencia,* l(x) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l*(1) | *l*(2) | *l*(3) | *l*(4) | *l*(5) | *l*(10) | *l*(15) |
| 1 | 0.60735 | 0.52607 | 0.49006 | 0.46663 | 0.44905 | 0.41746 | 0.39538 |
| 2 | 0.64098 | 0.56311 | 0.52860 | 0.50615 | 0.48931 | 0.45796 | 0.43591 |
| 3 | 0.67129 | 0.59718 | 0.56434 | 0.54299 | 0.52696 | 0.49618 | 0.47441 |
| 4 | 0.69882 | 0.62873 | 0.59766 | 0.57746 | 0.56231 | 0.53236 | 0.51106 |
| 5 | 0.72401 | 0.65807 | 0.62885 | 0.60984 | 0.59558 | 0.56668 | 0.54600 |
| 6 | 0.74720 | 0.68548 | 0.65814 | 0.64035 | 0.62701 | 0.59929 | 0.57938 |
| 7 | 0.76864 | 0.71119 | 0.68574 | 0.66918 | 0.65676 | 0.63036 | 0.61130 |
| 8 | 0.78856 | 0.73538 | 0.71181 | 0.69649 | 0.68499 | 0.66001 | 0.64190 |
| 9 | 0.80715 | 0.75820 | 0.73652 | 0.72241 | 0.71183 | 0.68834 | 0.67124 |
| 10 | 0.82454 | 0.77979 | 0.75996 | 0.74706 | 0.73739 | 0.71546 | 0.69942 |
| 11 | 0.84086 | 0.80025 | 0.78226 | 0.77056 | 0.76178 | 0.74144 | 0.72652 |
| 12 | 0.85622 | 0.81969 | 0.80351 | 0.79298 | 0.78508 | 0.76637 | 0.75260 |
| 13 | 0.87092 | 0.83905 | 0.82493 | 0.81575 | 0.80885 | 0.79189 | 0.77943 |
| 14 | 0.88480 | 0.85757 | 0.84551 | 0.83767 | 0.83178 | 0.81662 | 0.80544 |
| 15 | 0.89744 | 0.87425 | 0.86393 | 0.85718 | 0.85209 | 0.83862 | 0.82862 |
| 16 | 0.90966 | 0.89032 | 0.88161 | 0.87587 | 0.87149 | 0.85971 | 0.85089 |
| 17 | 0.92141 | 0.90588 | 0.89866 | 0.89380 | 0.89002 | 0.87989 | 0.87226 |
| 18 | 0.93268 | 0.92062 | 0.91483 | 0.91084 | 0.90770 | 0.89920 | 0.89274 |
| 19 | 0.94346 | 0.93456 | 0.93014 | 0.92704 | 0.92458 | 0.91767 | 0.91238 |
| 20 | 0.95375 | 0.94773 | 0.94465 | 0.94246 | 0.94068 | 0.93534 | 0.93120 |
| 21 | 0.96398 | 0.96023 | 0.95824 | 0.95680 | 0.95563 | 0.95172 | 0.94860 |
| 22 | 0.97323 | 0.97094 | 0.96969 | 0.96876 | 0.96800 | 0.96527 | 0.96304 |
| 23 | 0.98163 | 0.98041 | 0.97971 | 0.97920 | 0.97877 | 0.97704 | 0.97560 |
| 24 | 0.98882 | 0.98828 | 0.98796 | 0.98772 | 0.98753 | 0.98659 | 0.98576 |

CUADRO 260. VALORES DEL MODELO OESTE PARA LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO, *l(x)*, HASTA EDADES DE 1 A 15 AÑOS, AMBOS SEXOS COMBINADOS: ÍNDICE DE MASCULINIDAD AL NACER DE 1,05

| | *Probabilidad de supervivencia,* l(x) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l*(1) | *l*(2) | *l*(3) | *l*(4) | *l*(5) | *l*(10) | *l*(15) |
| 1 | 0.60722 | 0.52596 | 0.48996 | 0.46653 | 0.44896 | 0.41738 | 0.39531 |
| 2 | 0.64086 | 0.56300 | 0.52850 | 0.50606 | 0.48922 | 0.45788 | 0.43584 |
| 3 | 0.67118 | 0.59709 | 0.56425 | 0.54290 | 0.52688 | 0.49611 | 0.47434 |
| 4 | 0.69872 | 0.62864 | 0.59758 | 0.57738 | 0.56223 | 0.53229 | 0.51099 |
| 5 | 0.72392 | 0.65798 | 0.62876 | 0.60976 | 0.59551 | 0.56661 | 0.54594 |
| 6 | 0.74711 | 0.68540 | 0.65806 | 0.64027 | 0.62694 | 0.59923 | 0.57932 |
| 7 | 0.76856 | 0.71111 | 0.68566 | 0.66911 | 0.65669 | 0.63030 | 0.61125 |
| 8 | 0.78849 | 0.73531 | 0.71175 | 0.69642 | 0.68492 | 0.65994 | 0.64184 |
| 9 | 0.80708 | 0.75813 | 0.73645 | 0.72234 | 0.71176 | 0.68828 | 0.67119 |
| 10 | 0.82447 | 0.77972 | 0.75989 | 0.74700 | 0.73733 | 0.71540 | 0.69937 |
| 11 | 0.84080 | 0.80019 | 0.78220 | 0.77050 | 0.76173 | 0.74139 | 0.72647 |
| 12 | 0.85617 | 0.81963 | 0.80345 | 0.79292 | 0.78503 | 0.76632 | 0.75255 |
| 13 | 0.87087 | 0.83900 | 0.82489 | 0.81570 | 0.80881 | 0.79185 | 0.77939 |
| 14 | 0.88476 | 0.85753 | 0.84547 | 0.83763 | 0.83174 | 0.81658 | 0.80540 |
| 15 | 0.89740 | 0.87421 | 0.86388 | 0.85713 | 0.85205 | 0.83858 | 0.82857 |
| 16 | 0.90962 | 0.89028 | 0.88157 | 0.87583 | 0.87145 | 0.85966 | 0.85085 |
| 17 | 0.92137 | 0.90584 | 0.89862 | 0.89376 | 0.88998 | 0.87985 | 0.87222 |
| 18 | 0.93265 | 0.92058 | 0.91479 | 0.91080 | 0.90766 | 0.89916 | 0.89270 |
| 19 | 0.94343 | 0.93453 | 0.93011 | 0.92701 | 0.92454 | 0.91763 | 0.91234 |
| 20 | 0.95372 | 0.94770 | 0.94462 | 0.94243 | 0.94065 | 0.93531 | 0.93117 |
| 21 | 0.96395 | 0.96020 | 0.95821 | 0.95678 | 0.95560 | 0.95169 | 0.94856 |
| 22 | 0.97321 | 0.97092 | 0.96967 | 0.96874 | 0.96798 | 0.96524 | 0.96301 |
| 23 | 0.98162 | 0.98039 | 0.97970 | 0.97918 | 0.97875 | 0.97702 | 0.97558 |
| 24 | 0.98881 | 0.98827 | 0.98795 | 0.98771 | 0.98751 | 0.98658 | 0.98575 |

CUADRO 261. VALORES DEL MODELO OESTE PARA LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO, *l(x)*, HASTA EDADES DE 1 A 15 AÑOS, AMBOS SEXOS COMBINADOS: ÍNDICE DE MASCULINIDAD AL NACER DE 1,06

| | *Probabilidad de supervivencia*, l(x) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l*(1) | *l*(2) | *l*(3) | *l*(4) | *l*(5) | *l*(10) | *l*(15) |
| 1..... | 0.60709 | 0.52585 | 0.48985 | 0.46644 | 0.44887 | 0.41730 | 0.39525 |
| 2..... | 0.64074 | 0.56290 | 0.52841 | 0.50596 | 0.48913 | 0.45780 | 0.43578 |
| 3..... | 0.67107 | 0.59699 | 0.56416 | 0.54281 | 0.52679 | 0.49604 | 0.47428 |
| 4..... | 0.69862 | 0.62854 | 0.59749 | 0.57729 | 0.56215 | 0.53222 | 0.51093 |
| 5..... | 0.72382 | 0.65789 | 0.62868 | 0.60968 | 0.59543 | 0.56654 | 0.54588 |
| 6..... | 0.74702 | 0.68532 | 0.65799 | 0.64020 | 0.62687 | 0.59916 | 0.57926 |
| 7..... | 0.76848 | 0.71103 | 0.68559 | 0.66904 | 0.65662 | 0.63024 | 0.61119 |
| 8..... | 0.78841 | 0.73523 | 0.71168 | 0.69635 | 0.68485 | 0.65988 | 0.64179 |
| 9..... | 0.80701 | 0.75806 | 0.73639 | 0.72228 | 0.71170 | 0.68822 | 0.67113 |
| 10..... | 0.82440 | 0.77966 | 0.75983 | 0.74694 | 0.73727 | 0.71534 | 0.69932 |
| 11..... | 0.84074 | 0.80013 | 0.78214 | 0.77044 | 0.76167 | 0.74133 | 0.72642 |
| 12..... | 0.85611 | 0.81958 | 0.80340 | 0.79287 | 0.78498 | 0.76627 | 0.75250 |
| 13..... | 0.87082 | 0.83895 | 0.82484 | 0.81565 | 0.80877 | 0.79181 | 0.77935 |
| 14..... | 0.88471 | 0.85749 | 0.84543 | 0.83758 | 0.83170 | 0.81653 | 0.80536 |
| 15..... | 0.89736 | 0.87416 | 0.86384 | 0.85709 | 0.85200 | 0.83854 | 0.82853 |
| 16..... | 0.90958 | 0.89024 | 0.88153 | 0.87579 | 0.87141 | 0.85962 | 0.85081 |
| 17..... | 0.92133 | 0.90580 | 0.89858 | 0.89372 | 0.88994 | 0.87981 | 0.87218 |
| 18..... | 0.93262 | 0.92055 | 0.91475 | 0.91076 | 0.90763 | 0.89912 | 0.89266 |
| 19..... | 0.94340 | 0.93449 | 0.93007 | 0.92698 | 0.92451 | 0.91759 | 0.91230 |
| 20..... | 0.95369 | 0.94767 | 0.94459 | 0.94239 | 0.94062 | 0.93527 | 0.93113 |
| 21..... | 0.96393 | 0.96018 | 0.95818 | 0.95675 | 0.95557 | 0.95166 | 0.94853 |
| 22..... | 0.97319 | 0.97090 | 0.96964 | 0.96872 | 0.96796 | 0.96522 | 0.96299 |
| 23..... | 0.98160 | 0.98038 | 0.97968 | 0.97917 | 0.97873 | 0.97701 | 0.97555 |
| 24..... | 0.98880 | 0.98826 | 0.98794 | 0.98770 | 0.98750 | 0.98656 | 0.98573 |

CUADRO 262. VALORES DEL MODELO OESTE PARA LAS PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR DESDE EL NACIMIENTO, *l(x)*, HASTA EDADES DE 1 A 15 AÑOS, AMBOS SEXOS COMBINADOS: ÍNDICE DE MASCULINIDAD AL NACER DE 1,07

| | *Probabilidad de supervivencia*, l(x) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Nivel* | *l*(1) | *l*(2) | *l*(3) | *l*(4) | *l*(5) | *l*(10) | *l*(15) |
| 1..... | 0.60696 | 0.52574 | 0.48975 | 0.46634 | 0.44878 | 0.41722 | 0.39518 |
| 2..... | 0.64063 | 0.56280 | 0.52831 | 0.50587 | 0.48905 | 0.45773 | 0.43572 |
| 3..... | 0.67096 | 0.59689 | 0.56407 | 0.54273 | 0.52671 | 0.49596 | 0.47422 |
| 4..... | 0.69852 | 0.62845 | 0.59740 | 0.57721 | 0.56207 | 0.53215 | 0.51087 |
| 5..... | 0.72373 | 0.65781 | 0.62860 | 0.60960 | 0.59535 | 0.56647 | 0.54582 |
| 6..... | 0.74694 | 0.68524 | 0.65791 | 0.64012 | 0.62679 | 0.59910 | 0.57921 |
| 7..... | 0.76840 | 0.71096 | 0.68552 | 0.66897 | 0.65655 | 0.63018 | 0.61114 |
| 8..... | 0.78834 | 0.73516 | 0.71161 | 0.69628 | 0.68479 | 0.65982 | 0.64174 |
| 9..... | 0.80694 | 0.75799 | 0.73632 | 0.72221 | 0.71164 | 0.68817 | 0.67108 |
| 10..... | 0.82434 | 0.77960 | 0.75977 | 0.74688 | 0.73721 | 0.71529 | 0.69928 |
| 11..... | 0.84068 | 0.80007 | 0.78208 | 0.77039 | 0.76161 | 0.74128 | 0.72637 |
| 12..... | 0.85605 | 0.81952 | 0.80334 | 0.79282 | 0.78493 | 0.76622 | 0.75246 |
| 13..... | 0.87077 | 0.83891 | 0.82479 | 0.81561 | 0.80872 | 0.79177 | 0.77931 |
| 14..... | 0.88467 | 0.85744 | 0.84538 | 0.83754 | 0.83165 | 0.81649 | 0.80532 |
| 15..... | 0.89732 | 0.87412 | 0.86380 | 0.85705 | 0.85196 | 0.83850 | 0.82849 |
| 16..... | 0.90954 | 0.89020 | 0.88148 | 0.87575 | 0.87137 | 0.85958 | 0.85077 |
| 17..... | 0.92130 | 0.90576 | 0.89854 | 0.89368 | 0.88990 | 0.87977 | 0.87214 |
| 18..... | 0.93258 | 0.92051 | 0.91472 | 0.91073 | 0.90759 | 0.89909 | 0.89262 |
| 19..... | 0.94337 | 0.93446 | 0.93004 | 0.92694 | 0.92447 | 0.91756 | 0.91227 |
| 20..... | 0.95366 | 0.94764 | 0.94456 | 0.94236 | 0.94059 | 0.93524 | 0.93109 |
| 21..... | 0.96391 | 0.96015 | 0.95816 | 0.95672 | 0.95554 | 0.95163 | 0.94850 |
| 22..... | 0.97317 | 0.97088 | 0.96962 | 0.96870 | 0.96793 | 0.96519 | 0.96296 |
| 23..... | 0.98159 | 0.98036 | 0.97966 | 0.97915 | 0.97872 | 0.97699 | 0.97553 |
| 24..... | 0.98879 | 0.98825 | 0.98793 | 0.98769 | 0.98749 | 0.98655 | 0.98572 |

## *Anexo X*

# PROBABILIDADES DE SOBREVIVIR 5 O 10 AÑOS SEGUN LAS TABLAS DE VIDA MODELO DE COALE Y DEMENY

CUADRO 263. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA FEMENINA QUINQUENAL, ${}_5S_{x,x+4}$, MODELO NORTE

| Edad x | *Probabilidad de sobrevivir, ${}_5S_{x,x+4}$, para el nivel* | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | *1* | *2* | *3* | *4* | *5* | *6* | *7* | *8* |
| 0 | 0.74013 | 0.76570 | 0.78829 | 0.80846 | 0.82663 | 0.84313 | 0.85821 | 0.87206 |
| 5 | 0.90045 | 0.90969 | 0.91794 | 0.92539 | 0.93218 | 0.93839 | 0.94410 | 0.94938 |
| 10 | 0.93257 | 0.93853 | 0.94388 | 0.94872 | 0.95315 | 0.95720 | 0.96096 | 0.96443 |
| 15 | 0.92796 | 0.93414 | 0.93969 | 0.94472 | 0.94930 | 0.95351 | 0.95740 | 0.96101 |
| 20 | 0.91765 | 0.92463 | 0.93090 | 0.93659 | 0.94178 | 0.94655 | 0.95094 | 0.95503 |
| 25 | 0.90378 | 0.91198 | 0.91936 | 0.92604 | 0.93215 | 0.93776 | 0.94293 | 0.94774 |
| 30 | 0.88861 | 0.89815 | 0.90673 | 0.91451 | 0.92160 | 0.92811 | 0.93414 | 0.93973 |
| 35 | 0.87763 | 0.88796 | 0.89725 | 0.90566 | 0.91333 | 0.92036 | 0.92688 | 0.93291 |
| 40 | 0.87057 | 0.88120 | 0.89073 | 0.89936 | 0.90725 | 0.91450 | 0.92119 | 0.92738 |
| 45 | 0.85599 | 0.86732 | 0.87752 | 0.88675 | 0.89518 | 0.90293 | 0.91008 | 0.91673 |
| 50 | 0.81947 | 0.83326 | 0.84566 | 0.85692 | 0.86719 | 0.87667 | 0.88541 | 0.89353 |
| 55 | 0.75525 | 0.77348 | 0.78988 | 0.80478 | 0.81840 | 0.83095 | 0.84257 | 0.85334 |
| 60 | 0.66237 | 0.68609 | 0.70755 | 0.72708 | 0.74495 | 0.76141 | 0.77665 | 0.79082 |
| 65 | 0.53580 | 0.56611 | 0.59356 | 0.61857 | 0.64150 | 0.66270 | 0.68232 | 0.70059 |
| 70 | 0.38881 | 0.42514 | 0.45796 | 0.48793 | 0.51543 | 0.54078 | 0.56432 | 0.58625 |
| 75+[a] | 0.24668 | 0.26908 | 0.28773 | 0.30411 | 0.31885 | 0.33246 | 0.34540 | 0.35789 |
| | *9* | *10* | *11* | *12* | *13* | *14* | *15* | *16* |
| 0 | 0.88485 | 0.89670 | 0.90772 | 0.91799 | 0.92878 | 0.93907 | 0.94852 | 0.95700 |
| 5 | 0.95429 | 0.95886 | 0.96314 | 0.96715 | 0.97125 | 0.97519 | 0.97879 | 0.98206 |
| 10 | 0.96766 | 0.97068 | 0.97351 | 0.97617 | 0.97860 | 0.98110 | 0.98345 | 0.98567 |
| 15 | 0.96437 | 0.96751 | 0.97045 | 0.97321 | 0.97558 | 0.97812 | 0.98056 | 0.98288 |
| 20 | 0.95883 | 0.96239 | 0.96572 | 0.96885 | 0.97148 | 0.97432 | 0.97704 | 0.97966 |
| 25 | 0.95221 | 0.95639 | 0.96031 | 0.96398 | 0.96714 | 0.97042 | 0.97358 | 0.97662 |
| 30 | 0.94493 | 0.94979 | 0.95434 | 0.95862 | 0.96235 | 0.96610 | 0.96972 | 0.97321 |
| 35 | 0.93853 | 0.94378 | 0.94870 | 0.95331 | 0.95727 | 0.96118 | 0.96501 | 0.96872 |
| 40 | 0.93316 | 0.93855 | 0.94361 | 0.94835 | 0.95235 | 0.95619 | 0.95998 | 0.96371 |
| 45 | 0.92290 | 0.92869 | 0.93410 | 0.93919 | 0.94345 | 0.94737 | 0.95131 | 0.95523 |
| 50 | 0.90110 | 0.90819 | 0.91483 | 0.92106 | 0.92638 | 0.93104 | 0.93576 | 0.94049 |
| 55 | 0.86340 | 0.87279 | 0.88162 | 0.88997 | 0.89706 | 0.90313 | 0.90929 | 0.91550 |
| 60 | 0.80406 | 0.81644 | 0.82807 | 0.83912 | 0.84825 | 0.85614 | 0.86418 | 0.87233 |
| 65 | 0.71768 | 0.73370 | 0.74873 | 0.76315 | 0.77468 | 0.78471 | 0.79498 | 0.80549 |
| 70 | 0.60671 | 0.62589 | 0.64392 | 0.66154 | 0.67498 | 0.68672 | 0.69883 | 0.71127 |
| 75+[a] | 0.37009 | 0.38213 | 0.39410 | 0.40636 | 0.41680 | 0.42674 | 0.43725 | 0.44829 |
| | *17* | *18* | *19* | *20* | *21* | *22* | *23* | *24* |
| 0 | 0.96464 | 0.97156 | 0.97785 | 0.98362 | 0.98894 | 0.99401 | 0.99649 | 0.99823 |
| 5 | 0.98507 | 0.98782 | 0.99035 | 0.99271 | 0.99490 | 0.99701 | 0.99818 | 0.99903 |
| 10 | 0.98774 | 0.98967 | 0.99149 | 0.99319 | 0.99478 | 0.99631 | 0.99765 | 0.99858 |
| 15 | 0.98508 | 0.98717 | 0.98914 | 0.99100 | 0.99275 | 0.99444 | 0.99639 | 0.99768 |
| 20 | 0.98217 | 0.98456 | 0.98681 | 0.98895 | 0.99098 | 0.99292 | 0.99528 | 0.99689 |
| 25 | 0.97954 | 0.98231 | 0.98494 | 0.98744 | 0.98979 | 0.99207 | 0.99456 | 0.99641 |
| 30 | 0.97655 | 0.97975 | 0.98278 | 0.98567 | 0.98839 | 0.99103 | 0.99365 | 0.99579 |
| 35 | 0.97231 | 0.97576 | 0.97907 | 0.98224 | 0.98524 | 0.98816 | 0.99119 | 0.99386 |
| 40 | 0.96738 | 0.97095 | 0.97440 | 0.97773 | 0.98092 | 0.98400 | 0.98741 | 0.99073 |
| 45 | 0.95911 | 0.96294 | 0.96668 | 0.97032 | 0.97383 | 0.97725 | 0.98119 | 0.98538 |
| 50 | 0.94522 | 0.94990 | 0.95451 | 0.95902 | 0.96339 | 0.96745 | 0.97256 | 0.97815 |
| 55 | 0.92172 | 0.92793 | 0.93406 | 0.94007 | 0.94592 | 0.95114 | 0.95815 | 0.96597 |
| 60 | 0.88055 | 0.88879 | 0.89697 | 0.90504 | 0.91294 | 0.92012 | 0.93011 | 0.94154 |
| 65 | 0.81614 | 0.82686 | 0.83757 | 0.84820 | 0.85865 | 0.86827 | 0.88220 | 0.89855 |
| 70 | 0.72396 | 0.73682 | 0.74974 | 0.76261 | 0.77536 | 0.78721 | 0.80511 | 0.82668 |
| 75+[a] | 0.45980 | 0.47171 | 0.48393 | 0.49633 | 0.50882 | 0.52089 | 0.53681 | 0.55484 |

[a] El valor listado para 75+ es *T(80)/T(75)*.

CUADRO 264. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA FEMENINA QUINQUENAL, $_5S_{x,x+4}$, MODELO SUR

| Edad x | Probabilidad de sobrevivir, $_5S_{x,x+4}$, para el nivel | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
| 0 | 0.73046 | 0.75838 | 0.78287 | 0.80461 | 0.82407 | 0.84166 | 0.85765 | 0.87228 |
| 5 | 0.92985 | 0.93648 | 0.94245 | 0.94788 | 0.95284 | 0.95741 | 0.96164 | 0.96556 |
| 10 | 0.94323 | 0.94836 | 0.95297 | 0.95720 | 0.96106 | 0.96465 | 0.96795 | 0.97104 |
| 15 | 0.92649 | 0.93305 | 0.93895 | 0.94436 | 0.94930 | 0.95386 | 0.95810 | 0.96204 |
| 20 | 0.91544 | 0.92289 | 0.92965 | 0.93580 | 0.94144 | 0.94663 | 0.95145 | 0.95594 |
| 25 | 0.91064 | 0.91846 | 0.92555 | 0.93199 | 0.93791 | 0.94336 | 0.94842 | 0.95312 |
| 30 | 0.90656 | 0.91469 | 0.92200 | 0.92867 | 0.93479 | 0.94044 | 0.94567 | 0.95054 |
| 35 | 0.90368 | 0.91181 | 0.91915 | 0.92583 | 0.93195 | 0.93760 | 0.94283 | 0.94771 |
| 40 | 0.90076 | 0.90874 | 0.91599 | 0.92257 | 0.92860 | 0.93416 | 0.93931 | 0.94411 |
| 45 | 0.88425 | 0.89316 | 0.90122 | 0.90856 | 0.91530 | 0.92154 | 0.92730 | 0.93266 |
| 50 | 0.84772 | 0.85910 | 0.86940 | 0.87877 | 0.88740 | 0.89535 | 0.90274 | 0.90962 |
| 55 | 0.77684 | 0.79309 | 0.80780 | 0.82124 | 0.83360 | 0.84503 | 0.85566 | 0.86558 |
| 60 | 0.66779 | 0.69096 | 0.71196 | 0.73116 | 0.74886 | 0.76523 | 0.78045 | 0.79465 |
| 65 | 0.52979 | 0.55946 | 0.58651 | 0.61131 | 0.63422 | 0.65542 | 0.67514 | 0.69358 |
| 70 | 0.36504 | 0.40003 | 0.43189 | 0.46113 | 0.48813 | 0.51319 | 0.53646 | 0.55826 |
| 75+[a] | 0.22194 | 0.24664 | 0.26706 | 0.28474 | 0.30058 | 0.31518 | 0.32887 | 0.34197 |
| | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 |
| 0 | 0.88573 | 0.89862 | 0.91067 | 0.92169 | 0.93178 | 0.94107 | 0.94964 | 0.95758 |
| 5 | 0.96922 | 0.97293 | 0.97633 | 0.97943 | 0.98228 | 0.98493 | 0.98736 | 0.98963 |
| 10 | 0.97392 | 0.97648 | 0.97922 | 0.98176 | 0.98412 | 0.98629 | 0.98832 | 0.99019 |
| 15 | 0.96572 | 0.96891 | 0.97244 | 0.97570 | 0.97873 | 0.98153 | 0.98414 | 0.98659 |
| 20 | 0.96013 | 0.96379 | 0.96774 | 0.97142 | 0.97484 | 0.97803 | 0.98102 | 0.98381 |
| 25 | 0.95752 | 0.96142 | 0.96546 | 0.96924 | 0.97279 | 0.97612 | 0.97924 | 0.98217 |
| 30 | 0.95508 | 0.95918 | 0.96325 | 0.96708 | 0.97069 | 0.97411 | 0.97732 | 0.98036 |
| 35 | 0.95227 | 0.95635 | 0.96032 | 0.96409 | 0.96767 | 0.97108 | 0.97431 | 0.97740 |
| 40 | 0.94861 | 0.95265 | 0.95642 | 0.96005 | 0.96354 | 0.96688 | 0.97009 | 0.97317 |
| 45 | 0.93768 | 0.94236 | 0.94644 | 0.95040 | 0.95424 | 0.95795 | 0.96155 | 0.96501 |
| 50 | 0.91604 | 0.92211 | 0.92724 | 0.93224 | 0.93712 | 0.94187 | 0.94647 | 0.95092 |
| 55 | 0.87486 | 0.88367 | 0.89101 | 0.89822 | 0.90524 | 0.91210 | 0.91877 | 0.92523 |
| 60 | 0.80796 | 0.82056 | 0.83100 | 0.84126 | 0.85133 | 0.86118 | 0.87080 | 0.88015 |
| 65 | 0.71088 | 0.72684 | 0.74031 | 0.75361 | 0.76675 | 0.77969 | 0.79237 | 0.80480 |
| 70 | 0.57870 | 0.59736 | 0.61297 | 0.62849 | 0.64391 | 0.65919 | 0.67427 | 0.68911 |
| 75+[a] | 0.35468 | 0.36690 | 0.37781 | 0.38909 | 0.40075 | 0.41274 | 0.42502 | 0.43754 |
| | 17 | 18 | 19 | 20 | 21 | 22 | 23 | 24 |
| 0 | 0.96520 | 0.97244 | 0.97833 | 0.98339 | 0.98772 | 0.99133 | 0.99423 | 0.99647 |
| 5 | 0.99174 | 0.99369 | 0.99506 | 0.99630 | 0.99734 | 0.99818 | 0.99884 | 0.99933 |
| 10 | 0.99195 | 0.99362 | 0.99508 | 0.99625 | 0.99725 | 0.99807 | 0.99874 | 0.99925 |
| 15 | 0.98887 | 0.99103 | 0.99311 | 0.99469 | 0.99606 | 0.99720 | 0.99814 | 0.99886 |
| 20 | 0.98644 | 0.98892 | 0.99137 | 0.99327 | 0.99492 | 0.99634 | 0.99752 | 0.99844 |
| 25 | 0.98493 | 0.98756 | 0.99004 | 0.99211 | 0.99395 | 0.99556 | 0.99691 | 0.99802 |
| 30 | 0.98323 | 0.98597 | 0.98843 | 0.99069 | 0.99273 | 0.99454 | 0.99611 | 0.99742 |
| 35 | 0.98032 | 0.98311 | 0.98572 | 0.98821 | 0.99052 | 0.99263 | 0.99453 | 0.99619 |
| 40 | 0.97611 | 0.97894 | 0.98167 | 0.98443 | 0.98706 | 0.98957 | 0.99190 | 0.99405 |
| 45 | 0.96834 | 0.97148 | 0.97463 | 0.97796 | 0.98122 | 0.98441 | 0.98748 | 0.99040 |
| 50 | 0.95522 | 0.95925 | 0.96336 | 0.96781 | 0.97223 | 0.97659 | 0.98087 | 0.98503 |
| 55 | 0.93149 | 0.93729 | 0.94333 | 0.94992 | 0.95651 | 0.96306 | 0.96955 | 0.97592 |
| 60 | 0.88924 | 0.89768 | 0.90668 | 0.91660 | 0.92661 | 0.93673 | 0.94691 | 0.95708 |
| 65 | 0.81692 | 0.82858 | 0.84121 | 0.85535 | 0.86994 | 0.88501 | 0.90059 | 0.91668 |
| 70 | 0.70368 | 0.71791 | 0.73387 | 0.75208 | 0.77130 | 0.79169 | 0.81343 | 0.83677 |
| 75+[a] | 0.45024 | 0.46296 | 0.47703 | 0.49271 | 0.50913 | 0.52629 | 0.54414 | 0.56265 |

[a] El valor listado para 75+ es *T(80)/T(75)*.

## CUADRO 265. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA FEMENINA QUINQUENAL, ${}_5S_{x,x+4}$, MODELO ESTE

| Edad x | Probabilidad de sobrevivir, ${}_5S_{x,x+4}$, para el nivel | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
| 0 | 0.79507 | 0.81567 | 0.83383 | 0.85005 | 0.86466 | 0.87792 | 0.89003 | 0.90117 |
| 5 | 0.94279 | 0.94777 | 0.95232 | 0.95648 | 0.96031 | 0.96386 | 0.96717 | 0.97026 |
| 10 | 0.95268 | 0.95665 | 0.96028 | 0.96360 | 0.96665 | 0.96950 | 0.97216 | 0.97464 |
| 15 | 0.93782 | 0.94297 | 0.94766 | 0.95196 | 0.95595 | 0.95965 | 0.96309 | 0.96631 |
| 20 | 0.92339 | 0.92972 | 0.93549 | 0.94080 | 0.94571 | 0.95025 | 0.95450 | 0.95846 |
| 25 | 0.91272 | 0.91993 | 0.92651 | 0.93255 | 0.93812 | 0.94329 | 0.94811 | 0.95263 |
| 30 | 0.90462 | 0.91239 | 0.91949 | 0.92599 | 0.93201 | 0.93759 | 0.94279 | 0.94767 |
| 35 | 0.89886 | 0.90690 | 0.91422 | 0.92094 | 0.92715 | 0.93290 | 0.93828 | 0.94329 |
| 40 | 0.89328 | 0.90135 | 0.90871 | 0.91545 | 0.92168 | 0.92747 | 0.93286 | 0.93790 |
| 45 | 0.87467 | 0.88361 | 0.89176 | 0.89925 | 0.90618 | 0.91260 | 0.91859 | 0.92420 |
| 50 | 0.83061 | 0.84230 | 0.85294 | 0.86274 | 0.87181 | 0.88024 | 0.88809 | 0.89545 |
| 55 | 0.75735 | 0.77349 | 0.78825 | 0.80181 | 0.81439 | 0.82611 | 0.83702 | 0.84725 |
| 60 | 0.65404 | 0.67566 | 0.69545 | 0.71368 | 0.73058 | 0.74633 | 0.76104 | 0.77482 |
| 65 | 0.52734 | 0.55396 | 0.57832 | 0.60087 | 0.62173 | 0.64114 | 0.65931 | 0.67635 |
| 70 | 0.38606 | 0.41567 | 0.44288 | 0.46806 | 0.49133 | 0.51300 | 0.53331 | 0.55234 |
| 75+[a] | 0.24377 | 0.26213 | 0.27814 | 0.29239 | 0.30538 | 0.31755 | 0.32915 | 0.34036 |
| | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 |
| 0 | 0.91146 | 0.92099 | 0.93069 | 0.93968 | 0.94783 | 0.95527 | 0.96207 | 0.96832 |
| 5 | 0.97315 | 0.97587 | 0.97855 | 0.98115 | 0.98356 | 0.98579 | 0.98786 | 0.98978 |
| 10 | 0.97697 | 0.97916 | 0.98108 | 0.98317 | 0.98513 | 0.98698 | 0.98870 | 0.99032 |
| 15 | 0.96935 | 0.97220 | 0.97458 | 0.97730 | 0.97985 | 0.98225 | 0.98452 | 0.98664 |
| 20 | 0.96219 | 0.96570 | 0.96866 | 0.97196 | 0.97508 | 0.97801 | 0.98079 | 0.98340 |
| 25 | 0.95686 | 0.96084 | 0.96433 | 0.96798 | 0.97145 | 0.97474 | 0.97786 | 0.98081 |
| 30 | 0.95223 | 0.95653 | 0.96037 | 0.96418 | 0.96781 | 0.97129 | 0.97462 | 0.97779 |
| 35 | 0.94801 | 0.95245 | 0.95643 | 0.96018 | 0.96382 | 0.96734 | 0.97073 | 0.97401 |
| 40 | 0.94262 | 0.94707 | 0.95103 | 0.95463 | 0.95816 | 0.96164 | 0.96503 | 0.96833 |
| 45 | 0.92946 | 0.93442 | 0.93877 | 0.94265 | 0.94650 | 0.95031 | 0.95409 | 0.95779 |
| 50 | 0.90237 | 0.90889 | 0.91464 | 0.91964 | 0.92464 | 0.92962 | 0.93456 | 0.93945 |
| 55 | 0.85687 | 0.86594 | 0.87397 | 0.88084 | 0.88774 | 0.89464 | 0.90151 | 0.90833 |
| 60 | 0.78778 | 0.80003 | 0.81076 | 0.81989 | 0.82910 | 0.83835 | 0.84761 | 0.85683 |
| 65 | 0.69237 | 0.70750 | 0.72058 | 0.73162 | 0.74282 | 0.75413 | 0.76553 | 0.77697 |
| 70 | 0.57025 | 0.58715 | 0.60167 | 0.61370 | 0.62595 | 0.63844 | 0.65110 | 0.66389 |
| 75+[a] | 0.35131 | 0.36213 | 0.37211 | 0.38110 | 0.39056 | 0.40055 | 0.41099 | 0.42190 |
| | 17 | 18 | 19 | 20 | 21 | 22 | 23 | 24 |
| 0 | 0.97458 | 0.98040 | 0.98567 | 0.99048 | 0.99372 | 0.99610 | 0.99784 | 0.99897 |
| 5 | 0.99158 | 0.99325 | 0.99483 | 0.99631 | 0.99741 | 0.99829 | 0.99897 | 0.99946 |
| 10 | 0.99185 | 0.99327 | 0.99462 | 0.99589 | 0.99710 | 0.99799 | 0.99872 | 0.99929 |
| 15 | 0.98866 | 0.99054 | 0.99233 | 0.99401 | 0.99575 | 0.99701 | 0.99806 | 0.99889 |
| 20 | 0.98587 | 0.98820 | 0.99040 | 0.99248 | 0.99456 | 0.99615 | 0.99748 | 0.99853 |
| 25 | 0.98360 | 0.98626 | 0.98875 | 0.99113 | 0.99338 | 0.99524 | 0.99684 | 0.99811 |
| 30 | 0.98082 | 0.98370 | 0.98644 | 0.98904 | 0.99147 | 0.99368 | 0.99565 | 0.99728 |
| 35 | 0.97716 | 0.98018 | 0.98308 | 0.98584 | 0.98847 | 0.99111 | 0.99354 | 0.99569 |
| 40 | 0.97155 | 0.97467 | 0.97767 | 0.98055 | 0.98348 | 0.98663 | 0.98969 | 0.99260 |
| 45 | 0.96144 | 0.96499 | 0.96844 | 0.97177 | 0.97535 | 0.97938 | 0.98345 | 0.98749 |
| 50 | 0.94426 | 0.94897 | 0.95356 | 0.95802 | 0.96288 | 0.96848 | 0.97424 | 0.98008 |
| 55 | 0.91506 | 0.92168 | 0.92815 | 0.93444 | 0.94139 | 0.94957 | 0.95812 | 0.96693 |
| 60 | 0.86601 | 0.87506 | 0.88395 | 0.89263 | 0.90251 | 0.91442 | 0.92711 | 0.94060 |
| 65 | 0.78840 | 0.79974 | 0.81095 | 0.82194 | 0.83498 | 0.85115 | 0.86890 | 0.88845 |
| 70 | 0.67674 | 0.68958 | 0.70234 | 0.71493 | 0.73038 | 0.75020 | 0.77259 | 0.79819 |
| 75+[a] | 0.43321 | 0.44484 | 0.45673 | 0.46880 | 0.48291 | 0.50005 | 0.51893 | 0.53970 |

[a] El valor listado para 75+ es *T(80)/T(75)*.

## CUADRO 266. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA FEMENINA QUINQUENAL, ${}_5S_{x,x+4}$, MODELO OESTE

| Edad x | Probabilidad de sobrevivir, ${}_5S_{x,x+4}$, para el nivel | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | *1* | *2* | *3* | *4* | *5* | *6* | *7* | *8* |
| 0 | 0.78861 | 0.81044 | 0.82959 | 0.84658 | 0.86180 | 0.87556 | 0.88806 | 0.89951 |
| 5 | 0.93457 | 0.94051 | 0.94586 | 0.95073 | 0.95518 | 0.95926 | 0.96304 | 0.96656 |
| 10 | 0.93470 | 0.94053 | 0.94579 | 0.95056 | 0.95493 | 0.95896 | 0.96268 | 0.96615 |
| 15 | 0.91748 | 0.92473 | 0.93127 | 0.93720 | 0.94264 | 0.94764 | 0.95227 | 0.95658 |
| 20 | 0.90310 | 0.91154 | 0.91915 | 0.92607 | 0.93240 | 0.93824 | 0.94363 | 0.94864 |
| 25 | 0.89135 | 0.90077 | 0.90925 | 0.91697 | 0.92404 | 0.93055 | 0.93656 | 0.94216 |
| 30 | 0.87971 | 0.89005 | 0.89937 | 0.90785 | 0.91561 | 0.92274 | 0.92935 | 0.93549 |
| 35 | 0.87075 | 0.88166 | 0.89149 | 0.90041 | 0.90857 | 0.91608 | 0.92304 | 0.92949 |
| 40 | 0.86332 | 0.87440 | 0.88438 | 0.89345 | 0.90175 | 0.90938 | 0.91644 | 0.92300 |
| 45 | 0.84179 | 0.85396 | 0.86494 | 0.87494 | 0.88409 | 0.89254 | 0.90034 | 0.90760 |
| 50 | 0.80191 | 0.81654 | 0.82976 | 0.84176 | 0.85276 | 0.86289 | 0.87227 | 0.88099 |
| 55 | 0.73818 | 0.75655 | 0.77315 | 0.78825 | 0.80212 | 0.81490 | 0.82677 | 0.83782 |
| 60 | 0.65292 | 0.67578 | 0.69640 | 0.71519 | 0.73240 | 0.74827 | 0.76299 | 0.77668 |
| 65 | 0.55399 | 0.57993 | 0.60346 | 0.62488 | 0.64457 | 0.66275 | 0.67962 | 0.69530 |
| 70 | 0.42652 | 0.45541 | 0.48176 | 0.50566 | 0.52765 | 0.54792 | 0.56675 | 0.58422 |
| 75+[a] | 0.27283 | 0.28802 | 0.30142 | 0.31354 | 0.32477 | 0.33540 | 0.34571 | 0.35576 |
| | *9* | *10* | *11* | *12* | *13* | *14* | *15* | *16* |
| 0 | 0.91004 | 0.91977 | 0.92880 | 0.93721 | 0.94528 | 0.95380 | 0.96125 | 0.96817 |
| 5 | 0.96983 | 0.97289 | 0.97575 | 0.97845 | 0.98100 | 0.98369 | 0.98603 | 0.98822 |
| 10 | 0.96937 | 0.97240 | 0.97524 | 0.97791 | 0.98042 | 0.98286 | 0.98523 | 0.98744 |
| 15 | 0.96060 | 0.96435 | 0.96789 | 0.97121 | 0.97431 | 0.97691 | 0.97998 | 0.98285 |
| 20 | 0.95331 | 0.95769 | 0.96180 | 0.96567 | 0.96927 | 0.97214 | 0.97572 | 0.97908 |
| 25 | 0.94737 | 0.95226 | 0.95685 | 0.96117 | 0.96518 | 0.96846 | 0.97237 | 0.97605 |
| 30 | 0.94123 | 0.94659 | 0.95162 | 0.95636 | 0.96077 | 0.96451 | 0.96865 | 0.97258 |
| 35 | 0.93552 | 0.94117 | 0.94645 | 0.95144 | 0.95608 | 0.96011 | 0.96427 | 0.96829 |
| 40 | 0.92911 | 0.93484 | 0.94023 | 0.94528 | 0.94999 | 0.95406 | 0.95810 | 0.96209 |
| 45 | 0.91438 | 0.92073 | 0.92669 | 0.93230 | 0.93753 | 0.94201 | 0.94636 | 0.95071 |
| 50 | 0.88914 | 0.89676 | 0.90392 | 0.91067 | 0.91694 | 0.92230 | 0.92742 | 0.93259 |
| 55 | 0.84812 | 0.85780 | 0.86689 | 0.87547 | 0.88345 | 0.89019 | 0.89662 | 0.90312 |
| 60 | 0.78945 | 0.80143 | 0.81269 | 0.82330 | 0.83317 | 0.84131 | 0.84916 | 0.85715 |
| 65 | 0.70999 | 0.72375 | 0.73670 | 0.74891 | 0.76028 | 0.76937 | 0.77830 | 0.78747 |
| 70 | 0.60062 | 0.61594 | 0.63036 | 0.64397 | 0.65662 | 0.66671 | 0.67647 | 0.68656 |
| 75+[a] | 0.36575 | 0.37567 | 0.38561 | 0.39559 | 0.40550 | 0.41439 | 0.42345 | 0.43303 |
| | *17* | *18* | *19* | *20* | *21* | *22* | *23* | *24* |
| 0 | 0.97441 | 0.98003 | 0.98514 | 0.98981 | 0.99358 | 0.99605 | 0.99787 | 0.99905 |
| 5 | 0.99024 | 0.99213 | 0.99388 | 0.99554 | 0.99695 | 0.99800 | 0.99883 | 0.99943 |
| 10 | 0.98950 | 0.99143 | 0.99323 | 0.99491 | 0.99646 | 0.99764 | 0.99859 | 0.99928 |
| 15 | 0.98552 | 0.98802 | 0.99036 | 0.99254 | 0.99470 | 0.99648 | 0.99785 | 0.99888 |
| 20 | 0.98223 | 0.98518 | 0.98794 | 0.99053 | 0.99309 | 0.99538 | 0.99713 | 0.99846 |
| 25 | 0.97954 | 0.98282 | 0.98589 | 0.98880 | 0.99168 | 0.99425 | 0.99633 | 0.99797 |
| 30 | 0.97633 | 0.97990 | 0.98328 | 0.98649 | 0.98968 | 0.99253 | 0.99502 | 0.99709 |
| 35 | 0.97218 | 0.97592 | 0.97951 | 0.98293 | 0.98632 | 0.98960 | 0.99267 | 0.99537 |
| 40 | 0.96600 | 0.96981 | 0.97352 | 0.97710 | 0.98066 | 0.98449 | 0.98829 | 0.99191 |
| 45 | 0.95502 | 0.95928 | 0.96347 | 0.96755 | 0.97164 | 0.97639 | 0.98133 | 0.98630 |
| 50 | 0.93774 | 0.94289 | 0.94796 | 0.95294 | 0.95798 | 0.96412 | 0.97067 | 0.97752 |
| 55 | 0.90968 | 0.91624 | 0.92276 | 0.92920 | 0.93574 | 0.94402 | 0.95309 | 0.96283 |
| 60 | 0.86524 | 0.87338 | 0.88151 | 0.88959 | 0.89788 | 0.90885 | 0.92113 | 0.93481 |
| 65 | 0.79681 | 0.80629 | 0.81583 | 0.82537 | 0.83536 | 0.84926 | 0.86517 | 0.88360 |
| 70 | 0.69691 | 0.70746 | 0.71815 | 0.72889 | 0.74021 | 0.75670 | 0.77591 | 0.79890 |
| 75+[a] | 0.44309 | 0.45357 | 0.46442 | 0.47556 | 0.48730 | 0.50255 | 0.51971 | 0.53919 |

[a] El valor listado para 75+ es *T(80)/T(75)*.

## CUADRO 267. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA MASCULINA QUINQUENAL, ${}_5S_{x,x+4}$, MODELO NORTE

| Edad x | Probabilidad de sobrevivir, ${}_5S_{x,x+4}$, para el nivel | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | *1* | *2* | *3* | *4* | *5* | *6* | *7* | *8* |
| 0 | 0.72799 | 0.75499 | 0.77876 | 0.79990 | 0.81891 | 0.83613 | 0.85182 | 0.86621 |
| 5 | 0.90158 | 0.91058 | 0.91863 | 0.92589 | 0.93249 | 0.93853 | 0.94410 | 0.94924 |
| 10 | 0.93417 | 0.93979 | 0.94481 | 0.94938 | 0.95354 | 0.95736 | 0.96088 | 0.96415 |
| 15 | 0.92012 | 0.92661 | 0.93244 | 0.93773 | 0.94256 | 0.94700 | 0.95108 | 0.95489 |
| 20 | 0.90361 | 0.91147 | 0.91853 | 0.92492 | 0.93074 | 0.93611 | 0.94105 | 0.94563 |
| 25 | 0.89750 | 0.90587 | 0.91339 | 0.92023 | 0.92645 | 0.93217 | 0.93745 | 0.94235 |
| 30 | 0.88677 | 0.89604 | 0.90438 | 0.91193 | 0.91884 | 0.92518 | 0.93103 | 0.93647 |
| 35 | 0.86761 | 0.87849 | 0.88824 | 0.89707 | 0.90515 | 0.91257 | 0.91943 | 0.92579 |
| 40 | 0.84280 | 0.85560 | 0.86706 | 0.87748 | 0.88700 | 0.89574 | 0.90381 | 0.91130 |
| 45 | 0.81466 | 0.82920 | 0.84230 | 0.85415 | 0.86497 | 0.87493 | 0.88412 | 0.89264 |
| 50 | 0.77372 | 0.79078 | 0.80616 | 0.82008 | 0.83281 | 0.84453 | 0.85535 | 0.86541 |
| 55 | 0.71175 | 0.73261 | 0.75137 | 0.76842 | 0.78400 | 0.79833 | 0.81160 | 0.82393 |
| 60 | 0.62557 | 0.65080 | 0.67358 | 0.69432 | 0.71327 | 0.73073 | 0.74692 | 0.76194 |
| 65 | 0.49806 | 0.52936 | 0.55777 | 0.58365 | 0.60750 | 0.62948 | 0.64986 | 0.66885 |
| 70 | 0.33801 | 0.37613 | 0.41063 | 0.44216 | 0.47122 | 0.49802 | 0.52291 | 0.54611 |
| 75+[a] | 0.20705 | 0.23539 | 0.25795 | 0.27703 | 0.29353 | 0.30827 | 0.32187 | 0.33465 |
| | *9* | *10* | *11* | *12* | *13* | *14* | *15* | *16* |
| 0 | 0.87948 | 0.89175 | 0.90315 | 0.91376 | 0.92480 | 0.93470 | 0.94381 | 0.95239 |
| 5 | 0.95402 | 0.95847 | 0.96264 | 0.96654 | 0.97038 | 0.97392 | 0.97724 | 0.98036 |
| 10 | 0.96720 | 0.97005 | 0.97271 | 0.97521 | 0.97744 | 0.97958 | 0.98166 | 0.98368 |
| 15 | 0.95843 | 0.96174 | 0.96485 | 0.96776 | 0.97019 | 0.97264 | 0.97507 | 0.97744 |
| 20 | 0.94991 | 0.95390 | 0.95765 | 0.96115 | 0.96406 | 0.96704 | 0.96997 | 0.97284 |
| 25 | 0.94691 | 0.95116 | 0.95516 | 0.95891 | 0.96200 | 0.96515 | 0.96826 | 0.97130 |
| 30 | 0.94153 | 0.94626 | 0.95068 | 0.95484 | 0.95831 | 0.96174 | 0.96513 | 0.96846 |
| 35 | 0.93171 | 0.93725 | 0.94245 | 0.94732 | 0.95146 | 0.95539 | 0.95927 | 0.96311 |
| 40 | 0.91828 | 0.92480 | 0.93093 | 0.93667 | 0.94171 | 0.94617 | 0.95061 | 0.95502 |
| 45 | 0.90059 | 0.90801 | 0.91497 | 0.92156 | 0.92727 | 0.93213 | 0.93704 | 0.94195 |
| 50 | 0.87478 | 0.88355 | 0.89177 | 0.89980 | 0.90633 | 0.91193 | 0.91761 | 0.92334 |
| 55 | 0.83540 | 0.84615 | 0.85623 | 0.86620 | 0.87403 | 0.88078 | 0.88756 | 0.89461 |
| 60 | 0.77596 | 0.78909 | 0.80144 | 0.81349 | 0.82289 | 0.83102 | 0.83936 | 0.84789 |
| 65 | 0.68664 | 0.70329 | 0.71896 | 0.73429 | 0.74606 | 0.75634 | 0.76700 | 0.77776 |
| 70 | 0.56783 | 0.58818 | 0.60728 | 0.62615 | 0.64028 | 0.65266 | 0.66545 | 0.67862 |
| 75+[a] | 0.34691 | 0.35884 | 0.37056 | 0.38264 | 0.39264 | 0.40199 | 0.41198 | 0.42261 |
| | *17* | *18* | *19* | *20* | *21* | *22* | *23* | *24* |
| 0 | 0.96030 | 0.96756 | 0.97425 | 0.98044 | 0.98620 | 0.99164 | 0.99471 | 0.99710 |
| 5 | 0.98328 | 0.98603 | 0.98860 | 0.99101 | 0.99328 | 0.99538 | 0.99685 | 0.99810 |
| 10 | 0.98561 | 0.98747 | 0.98924 | 0.99093 | 0.99253 | 0.99406 | 0.99564 | 0.99698 |
| 15 | 0.97976 | 0.98200 | 0.98417 | 0.98625 | 0.98823 | 0.99016 | 0.99273 | 0.99475 |
| 20 | 0.97564 | 0.97835 | 0.98096 | 0.98347 | 0.98586 | 0.98818 | 0.99132 | 0.99375 |
| 25 | 0.97427 | 0.97714 | 0.97992 | 0.98258 | 0.98512 | 0.98759 | 0.99075 | 0.99333 |
| 30 | 0.97171 | 0.97487 | 0.97792 | 0.98085 | 0.98365 | 0.98639 | 0.98957 | 0.99243 |
| 35 | 0.96686 | 0.97052 | 0.97407 | 0.97748 | 0.98075 | 0.98392 | 0.98733 | 0.99070 |
| 40 | 0.95936 | 0.96362 | 0.96777 | 0.97178 | 0.97565 | 0.97912 | 0.98312 | 0.98730 |
| 45 | 0.94683 | 0.95165 | 0.95639 | 0.96102 | 0.96549 | 0.96930 | 0.97430 | 0.97973 |
| 50 | 0.92908 | 0.93479 | 0.94044 | 0.94599 | 0.95139 | 0.95592 | 0.96230 | 0.96941 |
| 55 | 0.90164 | 0.90867 | 0.91564 | 0.92251 | 0.92924 | 0.93492 | 0.94323 | 0.95269 |
| 60 | 0.85652 | 0.86520 | 0.87387 | 0.88246 | 0.89090 | 0.89830 | 0.90936 | 0.92230 |
| 65 | 0.78879 | 0.79995 | 0.81114 | 0.82228 | 0.83326 | 0.84309 | 0.85808 | 0.87594 |
| 70 | 0.69208 | 0.70574 | 0.71949 | 0.73320 | 0.74681 | 0.75922 | 0.77851 | 0.80190 |
| 75+[a] | 0.43383 | 0.44559 | 0.45780 | 0.47035 | 0.48313 | 0.49526 | 0.51240 | 0.53242 |

[a] El valor listado para 75+ es *T(80)/T(75)*.

## CUADRO 268. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA MASCULINA QUINQUENAL, ${}_5S_{x,x+4}$, MODELO SUR

| Edad x | Probabilidad de sobrevivir, ${}_5S_{x,x+4}$, para el nivel | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
| 0 | 0.74480 | 0.77054 | 0.79314 | 0.81319 | 0.83117 | 0.84739 | 0.86216 | 0.87567 |
| 5 | 0.93998 | 0.94540 | 0.95028 | 0.95471 | 0.95876 | 0.96250 | 0.96595 | 0.96915 |
| 10 | 0.95242 | 0.95649 | 0.96015 | 0.96350 | 0.96656 | 0.96939 | 0.97202 | 0.97446 |
| 15 | 0.92878 | 0.93481 | 0.94027 | 0.94524 | 0.94981 | 0.95402 | 0.95793 | 0.96156 |
| 20 | 0.91397 | 0.92128 | 0.92790 | 0.93392 | 0.93945 | 0.94455 | 0.94926 | 0.95366 |
| 25 | 0.91454 | 0.92167 | 0.92809 | 0.93395 | 0.93931 | 0.94427 | 0.94885 | 0.95313 |
| 30 | 0.91145 | 0.91858 | 0.92499 | 0.93086 | 0.93623 | 0.94118 | 0.94578 | 0.95005 |
| 35 | 0.89969 | 0.90751 | 0.91459 | 0.92103 | 0.92695 | 0.93240 | 0.93745 | 0.94216 |
| 40 | 0.88330 | 0.89199 | 0.89984 | 0.90699 | 0.91354 | 0.91959 | 0.92520 | 0.93043 |
| 45 | 0.86009 | 0.86983 | 0.87865 | 0.88669 | 0.89405 | 0.90086 | 0.90716 | 0.91304 |
| 50 | 0.82286 | 0.83437 | 0.84480 | 0.85431 | 0.86305 | 0.87111 | 0.87858 | 0.88555 |
| 55 | 0.76024 | 0.77501 | 0.78838 | 0.80060 | 0.81185 | 0.82221 | 0.83183 | 0.84080 |
| 60 | 0.66690 | 0.68640 | 0.70406 | 0.72019 | 0.73502 | 0.74875 | 0.76151 | 0.77341 |
| 65 | 0.54325 | 0.56750 | 0.58956 | 0.60969 | 0.62826 | 0.64544 | 0.66145 | 0.67637 |
| 70 | 0.39159 | 0.41948 | 0.44475 | 0.46792 | 0.48921 | 0.50896 | 0.52727 | 0.54438 |
| 75 + [a] | 0.24354 | 0.26106 | 0.27599 | 0.28932 | 0.30131 | 0.31253 | 0.32304 | 0.33311 |
| | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 |
| 0 | 0.88810 | 0.89911 | 0.91062 | 0.92117 | 0.93083 | 0.93972 | 0.94791 | 0.95551 |
| 5 | 0.97215 | 0.97512 | 0.97785 | 0.98038 | 0.98274 | 0.98495 | 0.98701 | 0.98894 |
| 10 | 0.97674 | 0.97878 | 0.98085 | 0.98278 | 0.98462 | 0.98635 | 0.98799 | 0.98953 |
| 15 | 0.96497 | 0.96786 | 0.97092 | 0.97393 | 0.97677 | 0.97942 | 0.98192 | 0.98427 |
| 20 | 0.95776 | 0.96124 | 0.96493 | 0.96857 | 0.97196 | 0.97516 | 0.97817 | 0.98100 |
| 25 | 0.95710 | 0.96048 | 0.96396 | 0.96743 | 0.97070 | 0.97381 | 0.97674 | 0.97951 |
| 30 | 0.95406 | 0.95743 | 0.96071 | 0.96419 | 0.96751 | 0.97065 | 0.97365 | 0.97649 |
| 35 | 0.94657 | 0.95029 | 0.95383 | 0.95760 | 0.96121 | 0.96466 | 0.96796 | 0.97112 |
| 40 | 0.93530 | 0.93943 | 0.94334 | 0.94739 | 0.95131 | 0.95512 | 0.95877 | 0.96229 |
| 45 | 0.91853 | 0.92325 | 0.92766 | 0.93206 | 0.93637 | 0.94057 | 0.94465 | 0.94861 |
| 50 | 0.89207 | 0.89773 | 0.90289 | 0.90800 | 0.91302 | 0.91793 | 0.92275 | 0.92744 |
| 55 | 0.84922 | 0.85647 | 0.86307 | 0.86961 | 0.87606 | 0.88240 | 0.88865 | 0.89475 |
| 60 | 0.78453 | 0.79406 | 0.80279 | 0.81143 | 0.82000 | 0.82846 | 0.83680 | 0.84497 |
| 65 | 0.69036 | 0.70224 | 0.71303 | 0.72388 | 0.73467 | 0.74537 | 0.75594 | 0.76634 |
| 70 | 0.56044 | 0.57404 | 0.58619 | 0.59850 | 0.61077 | 0.62300 | 0.63513 | 0.64711 |
| 75 + [a] | 0.34286 | 0.35153 | 0.35975 | 0.36834 | 0.37721 | 0.38637 | 0.39579 | 0.40545 |
| | 17 | 18 | 19 | 20 | 21 | 22 | 23 | 24 |
| 0 | 0.96255 | 0.96929 | 0.97668 | 0.98193 | 0.98648 | 0.99034 | 0.99350 | 0.99597 |
| 5 | 0.99075 | 0.99247 | 0.99406 | 0.99534 | 0.99646 | 0.99742 | 0.99822 | 0.99886 |
| 10 | 0.99100 | 0.99240 | 0.99381 | 0.99500 | 0.99608 | 0.99703 | 0.99787 | 0.99858 |
| 15 | 0.98648 | 0.98858 | 0.99100 | 0.99281 | 0.99442 | 0.99585 | 0.99706 | 0.99808 |
| 20 | 0.98366 | 0.98619 | 0.98907 | 0.99126 | 0.99321 | 0.99493 | 0.99640 | 0.99763 |
| 25 | 0.98213 | 0.98464 | 0.98749 | 0.98980 | 0.99188 | 0.99376 | 0.99544 | 0.99688 |
| 30 | 0.97920 | 0.98178 | 0.98496 | 0.98752 | 0.98988 | 0.99206 | 0.99404 | 0.99580 |
| 35 | 0.97413 | 0.97702 | 0.98059 | 0.98356 | 0.98639 | 0.98905 | 0.99154 | 0.99380 |
| 40 | 0.96566 | 0.96892 | 0.97291 | 0.97647 | 0.97994 | 0.98334 | 0.98661 | 0.98972 |
| 45 | 0.95243 | 0.95615 | 0.96061 | 0.96491 | 0.96922 | 0.97357 | 0.97791 | 0.98223 |
| 50 | 0.93202 | 0.93648 | 0.94172 | 0.94711 | 0.95265 | 0.95834 | 0.96419 | 0.97020 |
| 55 | 0.90073 | 0.90658 | 0.91344 | 0.92070 | 0.92825 | 0.93609 | 0.94428 | 0.95282 |
| 60 | 0.85296 | 0.86083 | 0.87032 | 0.88032 | 0.89078 | 0.90178 | 0.91336 | 0.92560 |
| 65 | 0.77656 | 0.78664 | 0.79924 | 0.81260 | 0.82669 | 0.84171 | 0.85779 | 0.87514 |
| 70 | 0.65893 | 0.67063 | 0.68553 | 0.70174 | 0.71906 | 0.73784 | 0.75841 | 0.78118 |
| 75 + [a] | 0.41529 | 0.42538 | 0.43832 | 0.45209 | 0.46693 | 0.48303 | 0.50054 | 0.51962 |

[a] El valor listado para 75+ es *T(80)/T(75)*.

## CUADRO 269. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA MASCULINA QUINQUENAL, $_5S_{x,x+4}$, MODELO ESTE

| Edad x | Probabilidad de sobrevivir, $_5S_{x,x+4}$, para el nivel | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | *1* | *2* | *3* | *4* | *5* | *6* | *7* | *8* |
| 0 | 0.78453 | 0.80717 | 0.82685 | 0.84420 | 0.85969 | 0.87364 | 0.88630 | 0.89788 |
| 5 | 0.94851 | 0.95289 | 0.95687 | 0.96051 | 0.96387 | 0.96698 | 0.96987 | 0.97258 |
| 10 | 0.95982 | 0.96295 | 0.96581 | 0.96844 | 0.97085 | 0.97310 | 0.97520 | 0.97715 |
| 15 | 0.94076 | 0.94530 | 0.94943 | 0.95324 | 0.95676 | 0.96002 | 0.96306 | 0.96589 |
| 20 | 0.92848 | 0.93399 | 0.93902 | 0.94364 | 0.94791 | 0.95187 | 0.95556 | 0.95901 |
| 25 | 0.92330 | 0.92925 | 0.93467 | 0.93964 | 0.94424 | 0.94851 | 0.95248 | 0.95620 |
| 30 | 0.91007 | 0.91703 | 0.92339 | 0.92922 | 0.93461 | 0.93960 | 0.94428 | 0.94864 |
| 35 | 0.89056 | 0.89887 | 0.90649 | 0.91347 | 0.91992 | 0.92590 | 0.93149 | 0.93671 |
| 40 | 0.86849 | 0.87806 | 0.88676 | 0.89476 | 0.90216 | 0.90902 | 0.91540 | 0.92139 |
| 45 | 0.84312 | 0.85361 | 0.86313 | 0.87189 | 0.87996 | 0.88749 | 0.89448 | 0.90102 |
| 50 | 0.80825 | 0.81970 | 0.83015 | 0.83977 | 0.84862 | 0.85686 | 0.86454 | 0.87171 |
| 55 | 0.75471 | 0.76789 | 0.78000 | 0.79110 | 0.80137 | 0.81091 | 0.81980 | 0.82815 |
| 60 | 0.67179 | 0.68800 | 0.70285 | 0.71649 | 0.72913 | 0.74089 | 0.75186 | 0.76216 |
| 65 | 0.55932 | 0.57896 | 0.59693 | 0.61348 | 0.62878 | 0.64300 | 0.65630 | 0.66877 |
| 70 | 0.42603 | 0.44796 | 0.46815 | 0.48666 | 0.50378 | 0.51976 | 0.53471 | 0.54871 |
| 75+[a] | 0.26696 | 0.27948 | 0.29070 | 0.30090 | 0.31034 | 0.31932 | 0.32795 | 0.33629 |
| | *9* | *10* | *11* | *12* | *13* | *14* | *15* | *16* |
| 0 | 0.90852 | 0.91835 | 0.92840 | 0.93728 | 0.94541 | 0.95288 | 0.95976 | 0.96612 |
| 5 | 0.97511 | 0.97748 | 0.97985 | 0.98195 | 0.98394 | 0.98582 | 0.98760 | 0.98931 |
| 10 | 0.97899 | 0.98072 | 0.98221 | 0.98367 | 0.98511 | 0.98649 | 0.98783 | 0.98913 |
| 15 | 0.96857 | 0.97109 | 0.97328 | 0.97538 | 0.97745 | 0.97945 | 0.98140 | 0.98329 |
| 20 | 0.96224 | 0.96530 | 0.96800 | 0.97054 | 0.97302 | 0.97543 | 0.97778 | 0.98006 |
| 25 | 0.95968 | 0.96297 | 0.96592 | 0.96863 | 0.97128 | 0.97387 | 0.97638 | 0.97883 |
| 30 | 0.95273 | 0.95659 | 0.96012 | 0.96328 | 0.96637 | 0.96939 | 0.97232 | 0.97518 |
| 35 | 0.94161 | 0.94624 | 0.95050 | 0.95421 | 0.95786 | 0.96143 | 0.96493 | 0.96834 |
| 40 | 0.92702 | 0.93230 | 0.93716 | 0.94127 | 0.94535 | 0.94938 | 0.95337 | 0.95728 |
| 45 | 0.90718 | 0.91296 | 0.91822 | 0.92254 | 0.92688 | 0.93122 | 0.93553 | 0.93983 |
| 50 | 0.87846 | 0.88481 | 0.89055 | 0.89514 | 0.89978 | 0.90447 | 0.90918 | 0.91389 |
| 55 | 0.83596 | 0.84334 | 0.84992 | 0.85515 | 0.86046 | 0.86586 | 0.87132 | 0.87682 |
| 60 | 0.77181 | 0.78093 | 0.78890 | 0.79532 | 0.80187 | 0.80854 | 0.81530 | 0.82214 |
| 65 | 0.68049 | 0.69154 | 0.70102 | 0.70874 | 0.71664 | 0.72472 | 0.73293 | 0.74124 |
| 70 | 0.56188 | 0.57430 | 0.58486 | 0.59344 | 0.60226 | 0.61130 | 0.62054 | 0.62993 |
| 75+[a] | 0.34443 | 0.35248 | 0.35989 | 0.36634 | 0.37316 | 0.38035 | 0.38792 | 0.39584 |
| | *17* | *18* | *19* | *20* | *21* | *22* | *23* | *24* |
| 0 | 0.97201 | 0.97780 | 0.98343 | 0.98856 | 0.99205 | 0.99491 | 0.99704 | 0.99851 |
| 5 | 0.99091 | 0.99243 | 0.99386 | 0.99523 | 0.99628 | 0.99730 | 0.99818 | 0.99889 |
| 10 | 0.99038 | 0.99158 | 0.99273 | 0.99383 | 0.99498 | 0.99608 | 0.99711 | 0.99804 |
| 15 | 0.98512 | 0.98689 | 0.98858 | 0.99020 | 0.99199 | 0.99368 | 0.99527 | 0.99674 |
| 20 | 0.98226 | 0.98438 | 0.98642 | 0.98837 | 0.99045 | 0.99246 | 0.99438 | 0.99613 |
| 25 | 0.98119 | 0.98346 | 0.98565 | 0.98775 | 0.98985 | 0.99200 | 0.99404 | 0.99590 |
| 30 | 0.97794 | 0.98061 | 0.98318 | 0.98563 | 0.98802 | 0.99053 | 0.99292 | 0.99511 |
| 35 | 0.97165 | 0.97486 | 0.97796 | 0.98094 | 0.98381 | 0.98699 | 0.99006 | 0.99294 |
| 40 | 0.96111 | 0.96484 | 0.96846 | 0.97197 | 0.97552 | 0.97962 | 0.98374 | 0.98779 |
| 45 | 0.94407 | 0.94824 | 0.95232 | 0.95629 | 0.96057 | 0.96577 | 0.97123 | 0.97693 |
| 50 | 0.91861 | 0.92326 | 0.92786 | 0.93236 | 0.93744 | 0.94390 | 0.95094 | 0.95863 |
| 55 | 0.88233 | 0.88782 | 0.89326 | 0.89861 | 0.90486 | 0.91299 | 0.92205 | 0.93224 |
| 60 | 0.82901 | 0.83589 | 0.84271 | 0.84945 | 0.85756 | 0.86816 | 0.88015 | 0.89388 |
| 65 | 0.74963 | 0.75804 | 0.76642 | 0.77471 | 0.78501 | 0.79851 | 0.81398 | 0.83197 |
| 70 | 0.63942 | 0.64898 | 0.65852 | 0.66801 | 0.68010 | 0.69608 | 0.71469 | 0.73674 |
| 75+[a] | 0.40410 | 0.41266 | 0.42146 | 0.43048 | 0.44135 | 0.45533 | 0.47144 | 0.49020 |

[a] El valor listado para 75+ es *T(80)/T(75)*.

## CUADRO 270. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA MASCULINA QUINQUENAL, $_5S_{x,x+4}$, MODELO OESTE

| Edad x | Probabilidad de sobrevivir, $_5S_{x,x+4}$, para el nivel | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | *1* | *2* | *3* | *4* | *5* | *6* | *7* | *8* |
| 0 | 0.78598 | 0.80839 | 0.82791 | 0.84514 | 0.86050 | 0.87431 | 0.88685 | 0.89827 |
| 5 | 0.94170 | 0.94685 | 0.95148 | 0.95568 | 0.95953 | 0.96306 | 0.96633 | 0.96937 |
| 10 | 0.94345 | 0.94829 | 0.95266 | 0.95662 | 0.96024 | 0.96359 | 0.96667 | 0.96956 |
| 15 | 0.92179 | 0.92836 | 0.93432 | 0.93971 | 0.94466 | 0.94921 | 0.95343 | 0.95735 |
| 20 | 0.90238 | 0.91067 | 0.91815 | 0.92495 | 0.93117 | 0.93690 | 0.94220 | 0.94712 |
| 25 | 0.88887 | 0.89838 | 0.90695 | 0.91475 | 0.92187 | 0.92844 | 0.93452 | 0.94017 |
| 30 | 0.87123 | 0.88219 | 0.89209 | 0.90108 | 0.90932 | 0.91690 | 0.92391 | 0.93044 |
| 35 | 0.84849 | 0.86118 | 0.87261 | 0.88302 | 0.89255 | 0.90132 | 0.90944 | 0.91699 |
| 40 | 0.82417 | 0.83840 | 0.85122 | 0.86287 | 0.87355 | 0.88336 | 0.89246 | 0.90090 |
| 45 | 0.79284 | 0.80869 | 0.82297 | 0.83595 | 0.84784 | 0.85880 | 0.86894 | 0.87838 |
| 50 | 0.75188 | 0.76954 | 0.78552 | 0.80001 | 0.81329 | 0.82552 | 0.83684 | 0.84736 |
| 55 | 0.69526 | 0.71503 | 0.73291 | 0.74918 | 0.76410 | 0.77785 | 0.79061 | 0.80246 |
| 60 | 0.61357 | 0.63658 | 0.65732 | 0.67622 | 0.69354 | 0.70951 | 0.72431 | 0.73809 |
| 65 | 0.51773 | 0.54303 | 0.56594 | 0.58676 | 0.60585 | 0.62347 | 0.63983 | 0.65504 |
| 70 | 0.39621 | 0.42347 | 0.44803 | 0.47062 | 0.49123 | 0.51025 | 0.52797 | 0.54445 |
| 75+[a] | 0.25310 | 0.26885 | 0.28214 | 0.29420 | 0.30500 | 0.31498 | 0.32449 | 0.33364 |
| | *9* | *10* | *11* | *12* | *13* | *14* | *15* | *16* |
| 0 | 0.90877 | 0.91845 | 0.92741 | 0.93573 | 0.94494 | 0.95280 | 0.95942 | 0.96561 |
| 5 | 0.97219 | 0.97484 | 0.97732 | 0.97966 | 0.98222 | 0.98435 | 0.98620 | 0.98799 |
| 10 | 0.97223 | 0.97474 | 0.97710 | 0.97932 | 0.98161 | 0.98360 | 0.98535 | 0.98706 |
| 15 | 0.96100 | 0.96442 | 0.96765 | 0.97067 | 0.97353 | 0.97626 | 0.97869 | 0.98107 |
| 20 | 0.95172 | 0.95602 | 0.96006 | 0.96386 | 0.96740 | 0.97083 | 0.97392 | 0.97692 |
| 25 | 0.94544 | 0.95038 | 0.95501 | 0.95938 | 0.96343 | 0.96738 | 0.97094 | 0.97438 |
| 30 | 0.93652 | 0.94222 | 0.94758 | 0.95261 | 0.95730 | 0.96183 | 0.96591 | 0.96987 |
| 35 | 0.92403 | 0.93064 | 0.93684 | 0.94267 | 0.94815 | 0.95328 | 0.95793 | 0.96246 |
| 40 | 0.90878 | 0.91616 | 0.92309 | 0.92962 | 0.93584 | 0.94140 | 0.94643 | 0.95141 |
| 45 | 0.88719 | 0.89544 | 0.90319 | 0.91048 | 0.91761 | 0.92358 | 0.92903 | 0.93452 |
| 50 | 0.85718 | 0.86638 | 0.87500 | 0.88313 | 0.89119 | 0.89760 | 0.90354 | 0.90956 |
| 55 | 0.81355 | 0.82394 | 0.83370 | 0.84289 | 0.85193 | 0.85904 | 0.86569 | 0.87248 |
| 60 | 0.75097 | 0.76301 | 0.77434 | 0.78501 | 0.79540 | 0.80353 | 0.81117 | 0.81902 |
| 65 | 0.66924 | 0.68256 | 0.69510 | 0.70691 | 0.71827 | 0.72714 | 0.73552 | 0.74417 |
| 70 | 0.55983 | 0.57427 | 0.58786 | 0.60069 | 0.61291 | 0.62244 | 0.63147 | 0.64085 |
| 75+[a] | 0.34255 | 0.35131 | 0.36002 | 0.36872 | 0.37769 | 0.38544 | 0.39303 | 0.40117 |
| | *17* | *18* | *19* | *20* | *21* | *22* | *23* | *24* |
| 0 | 0.97174 | 0.97737 | 0.98257 | 0.98738 | 0.99139 | 0.99433 | 0.99665 | 0.99831 |
| 5 | 0.98969 | 0.99132 | 0.99289 | 0.99437 | 0.99570 | 0.99688 | 0.99794 | 0.99880 |
| 10 | 0.98872 | 0.99031 | 0.99184 | 0.99331 | 0.99467 | 0.99598 | 0.99720 | 0.99825 |
| 15 | 0.98338 | 0.98561 | 0.98775 | 0.98982 | 0.99181 | 0.99375 | 0.99557 | 0.99720 |
| 20 | 0.97982 | 0.98262 | 0.98531 | 0.98787 | 0.99033 | 0.99269 | 0.99490 | 0.99682 |
| 25 | 0.97770 | 0.98089 | 0.98395 | 0.98687 | 0.98958 | 0.99220 | 0.99462 | 0.99670 |
| 30 | 0.97370 | 0.97739 | 0.98093 | 0.98432 | 0.98743 | 0.99053 | 0.99340 | 0.99590 |
| 35 | 0.96688 | 0.97117 | 0.97531 | 0.97929 | 0.98292 | 0.98677 | 0.99046 | 0.99379 |
| 40 | 0.95632 | 0.96114 | 0.96582 | 0.97038 | 0.97458 | 0.97941 | 0.98427 | 0.98896 |
| 45 | 0.93998 | 0.94541 | 0.95075 | 0.95599 | 0.96090 | 0.96700 | 0.97344 | 0.98004 |
| 50 | 0.91563 | 0.92170 | 0.92774 | 0.93371 | 0.93948 | 0.94703 | 0.95530 | 0.96425 |
| 55 | 0.87938 | 0.88634 | 0.89332 | 0.90025 | 0.90724 | 0.91664 | 0.92728 | 0.93927 |
| 60 | 0.82702 | 0.83514 | 0.84333 | 0.85150 | 0.85990 | 0.87150 | 0.88493 | 0.90051 |
| 65 | 0.75305 | 0.76211 | 0.77127 | 0.78047 | 0.79012 | 0.80383 | 0.82002 | 0.83932 |
| 70 | 0.65050 | 0.66039 | 0.67044 | 0.68059 | 0.69132 | 0.70703 | 0.72585 | 0.74882 |
| 75+[a] | 0.40982 | 0.41897 | 0.42857 | 0.43857 | 0.44915 | 0.46356 | 0.48056 | 0.50071 |

[a] El valor listado para 75+ es *T(80)/T(75)*.

## CUADRO 271. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA FEMENINA DECENAL, $_{10}S_{x,x+4}$, MODELO NORTE

| Edad x | Probabilidad de sobrevivir, $_{10}S_{x,x+4}$, para el nivel | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | *1* | *2* | *3* | *4* | *5* | *6* | *7* | *8* |
| 0 | 0.66645 | 0.69655 | 0.72360 | 0.74815 | 0.77057 | 0.79119 | 0.81023 | 0.82791 |
| 5 | 0.83974 | 0.85377 | 0.86642 | 0.87794 | 0.88850 | 0.89823 | 0.90724 | 0.91561 |
| 10 | 0.86539 | 0.87672 | 0.88695 | 0.89627 | 0.90482 | 0.91270 | 0.92002 | 0.92682 |
| 15 | 0.85154 | 0.86374 | 0.87476 | 0.88481 | 0.89403 | 0.90254 | 0.91043 | 0.91779 |
| 20 | 0.82936 | 0.84324 | 0.85583 | 0.86732 | 0.87788 | 0.88764 | 0.89668 | 0.90512 |
| 25 | 0.80311 | 0.81910 | 0.83361 | 0.84687 | 0.85907 | 0.87034 | 0.88083 | 0.89061 |
| 30 | 0.77987 | 0.79752 | 0.81356 | 0.82823 | 0.84172 | 0.85420 | 0.86583 | 0.87668 |
| 35 | 0.76404 | 0.78248 | 0.79921 | 0.81452 | 0.82862 | 0.84167 | 0.85383 | 0.86516 |
| 40 | 0.74520 | 0.76428 | 0.78164 | 0.79751 | 0.81215 | 0.82573 | 0.83836 | 0.85016 |
| 45 | 0.70145 | 0.72270 | 0.74208 | 0.75987 | 0.77629 | 0.79158 | 0.80580 | 0.81913 |
| 50 | 0.61890 | 0.64450 | 0.66797 | 0.68963 | 0.70971 | 0.72847 | 0.74602 | 0.76249 |
| 55 | 0.50025 | 0.53067 | 0.55888 | 0.58514 | 0.60967 | 0.63269 | 0.65439 | 0.67484 |
| 60 | 0.35490 | 0.38840 | 0.41997 | 0.44975 | 0.47788 | 0.50459 | 0.52992 | 0.55405 |
| 65 | 0.20832 | 0.24067 | 0.27183 | 0.30182 | 0.33065 | 0.35838 | 0.38504 | 0.41072 |
| 70+[a] | 0.08398 | 0.09895 | 0.11260 | 0.12535 | 0.13735 | 0.14879 | 0.15991 | 0.17081 |
| | *9* | *10* | *11* | *12* | *13* | *14* | *15* | *16* |
| 0 | 0.84440 | 0.85981 | 0.87426 | 0.88783 | 0.90208 | 0.91578 | 0.92840 | 0.93983 |
| 5 | 0.92343 | 0.93075 | 0.93763 | 0.94410 | 0.95046 | 0.95676 | 0.96259 | 0.96799 |
| 10 | 0.93318 | 0.93915 | 0.94475 | 0.95002 | 0.95470 | 0.95963 | 0.96433 | 0.96879 |
| 15 | 0.92466 | 0.93112 | 0.93719 | 0.94290 | 0.94776 | 0.95300 | 0.95805 | 0.96289 |
| 20 | 0.91301 | 0.92042 | 0.92739 | 0.93395 | 0.93956 | 0.94551 | 0.95123 | 0.95676 |
| 25 | 0.89977 | 0.90837 | 0.91646 | 0.92410 | 0.93072 | 0.93752 | 0.94410 | 0.95046 |
| 30 | 0.88684 | 0.89639 | 0.90538 | 0.91386 | 0.92122 | 0.92859 | 0.93579 | 0.94277 |
| 35 | 0.87580 | 0.88578 | 0.89521 | 0.90407 | 0.91165 | 0.91907 | 0.92639 | 0.93357 |
| 40 | 0.86121 | 0.87162 | 0.88143 | 0.89068 | 0.89849 | 0.90586 | 0.91324 | 0.92057 |
| 45 | 0.83163 | 0.84342 | 0.85454 | 0.86505 | 0.87399 | 0.88205 | 0.89020 | 0.89839 |
| 50 | 0.77801 | 0.79265 | 0.80654 | 0.81972 | 0.83102 | 0.84086 | 0.85088 | 0.86102 |
| 55 | 0.69423 | 0.71258 | 0.73005 | 0.74679 | 0.76094 | 0.77321 | 0.78579 | 0.79861 |
| 60 | 0.57705 | 0.59903 | 0.62000 | 0.64037 | 0.65713 | 0.67182 | 0.68700 | 0.70265 |
| 65 | 0.43542 | 0.45922 | 0.48212 | 0.50485 | 0.52289 | 0.53887 | 0.55555 | 0.57292 |
| 70+[a] | 0.18157 | 0.19229 | 0.20304 | 0.21417 | 0.22360 | 0.23258 | 0.24221 | 0.25246 |
| | *17* | *18* | *19* | *20* | *21* | *22* | *23* | *24* |
| 0 | 0.95023 | 0.95972 | 0.96841 | 0.97644 | 0.98390 | 0.99104 | 0.99468 | 0.99725 |
| 5 | 0.97299 | 0.97761 | 0.98193 | 0.98594 | 0.98971 | 0.99333 | 0.99583 | 0.99761 |
| 10 | 0.97300 | 0.97697 | 0.98073 | 0.98425 | 0.98757 | 0.99077 | 0.99405 | 0.99626 |
| 15 | 0.96751 | 0.97192 | 0.97610 | 0.98005 | 0.98380 | 0.98740 | 0.99169 | 0.99457 |
| 20 | 0.96207 | 0.96713 | 0.97195 | 0.97653 | 0.98086 | 0.98505 | 0.98986 | 0.99331 |
| 25 | 0.95657 | 0.96241 | 0.96798 | 0.97328 | 0.97830 | 0.98317 | 0.98825 | 0.99221 |
| 30 | 0.94951 | 0.95600 | 0.96222 | 0.96816 | 0.97381 | 0.97930 | 0.98490 | 0.98967 |
| 35 | 0.94059 | 0.94741 | 0.95401 | 0.96036 | 0.96645 | 0.97235 | 0.97871 | 0.98465 |
| 40 | 0.92783 | 0.93496 | 0.94194 | 0.94871 | 0.95525 | 0.96161 | 0.96884 | 0.97625 |
| 45 | 0.90657 | 0.91470 | 0.92271 | 0.93055 | 0.93818 | 0.94544 | 0.95427 | 0.96385 |
| 50 | 0.87123 | 0.88144 | 0.89157 | 0.90154 | 0.91129 | 0.92018 | 0.93186 | 0.94486 |
| 55 | 0.81162 | 0.82473 | 0.83782 | 0.85080 | 0.86357 | 0.87517 | 0.89119 | 0.90950 |
| 60 | 0.71865 | 0.73490 | 0.75128 | 0.76766 | 0.78390 | 0.79892 | 0.82055 | 0.84602 |
| 65 | 0.59085 | 0.60924 | 0.62796 | 0.64685 | 0.66576 | 0.68351 | 0.71027 | 0.74282 |
| 70+[a] | 0.26332 | 0.27473 | 0.28663 | 0.29892 | 0.31150 | 0.32381 | 0.34077 | 0.36064 |

[a] El valor listado para 70+ es *T(80)/T(70)*.

## CUADRO 272. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA FEMENINA DECENAL, $_{10}S_{x,x+4}$, MODELO SUR

| Edad x | Probabilidad de sobrevivir, $_{10}S_{x,x+4}$, para el nivel | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
| 0 | 0.67922 | 0.71020 | 0.73782 | 0.76267 | 0.78521 | 0.80581 | 0.82475 | 0.84224 |
| 5 | 0.87707 | 0.88811 | 0.89813 | 0.90730 | 0.91574 | 0.92356 | 0.93082 | 0.93759 |
| 10 | 0.87389 | 0.88486 | 0.89480 | 0.90393 | 0.91234 | 0.92014 | 0.92740 | 0.93418 |
| 15 | 0.84814 | 0.86110 | 0.87290 | 0.88373 | 0.89371 | 0.90295 | 0.91159 | 0.91965 |
| 20 | 0.83363 | 0.84764 | 0.86044 | 0.87215 | 0.88299 | 0.89301 | 0.90237 | 0.91112 |
| 25 | 0.82555 | 0.84011 | 0.85336 | 0.86551 | 0.87675 | 0.88717 | 0.89689 | 0.90598 |
| 30 | 0.81925 | 0.83403 | 0.84746 | 0.85979 | 0.87118 | 0.88175 | 0.89161 | 0.90084 |
| 35 | 0.81400 | 0.82860 | 0.84193 | 0.85415 | 0.86541 | 0.87587 | 0.88561 | 0.89475 |
| 40 | 0.79650 | 0.81166 | 0.82551 | 0.83821 | 0.84995 | 0.86087 | 0.87102 | 0.88054 |
| 45 | 0.74960 | 0.76732 | 0.78352 | 0.79842 | 0.81224 | 0.82510 | 0.83711 | 0.84837 |
| 50 | 0.65854 | 0.68134 | 0.70230 | 0.72169 | 0.73973 | 0.75660 | 0.77244 | 0.78735 |
| 55 | 0.51876 | 0.54799 | 0.57512 | 0.60046 | 0.62425 | 0.64664 | 0.66780 | 0.68784 |
| 60 | 0.35379 | 0.38656 | 0.41757 | 0.44696 | 0.47494 | 0.50154 | 0.52691 | 0.55116 |
| 65 | 0.19339 | 0.22380 | 0.25331 | 0.28189 | 0.30958 | 0.33635 | 0.36219 | 0.38720 |
| 70+[a] | 0.07087 | 0.08554 | 0.09902 | 0.11161 | 0.12355 | 0.13502 | 0.14610 | 0.15696 |
| | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 |
| 0 | 0.85846 | 0.87429 | 0.88912 | 0.90273 | 0.91528 | 0.92688 | 0.93764 | 0.94764 |
| 5 | 0.94394 | 0.95004 | 0.95604 | 0.96157 | 0.96668 | 0.97142 | 0.97583 | 0.97992 |
| 10 | 0.94053 | 0.94612 | 0.95224 | 0.95791 | 0.96318 | 0.96807 | 0.97265 | 0.97691 |
| 15 | 0.92722 | 0.93383 | 0.94107 | 0.94782 | 0.95410 | 0.95997 | 0.96547 | 0.97062 |
| 20 | 0.91935 | 0.92660 | 0.93431 | 0.94154 | 0.94832 | 0.95468 | 0.96066 | 0.96627 |
| 25 | 0.91451 | 0.92218 | 0.92998 | 0.93733 | 0.94428 | 0.95084 | 0.95704 | 0.96288 |
| 30 | 0.90949 | 0.91732 | 0.92503 | 0.93235 | 0.93931 | 0.94593 | 0.95222 | 0.95820 |
| 35 | 0.90333 | 0.91107 | 0.91847 | 0.92557 | 0.93239 | 0.93892 | 0.94517 | 0.95117 |
| 40 | 0.88949 | 0.89774 | 0.90519 | 0.91243 | 0.91944 | 0.92623 | 0.93279 | 0.93912 |
| 45 | 0.85896 | 0.86896 | 0.87757 | 0.88600 | 0.89424 | 0.90227 | 0.91007 | 0.91765 |
| 50 | 0.80141 | 0.81484 | 0.82618 | 0.83736 | 0.84832 | 0.85908 | 0.86958 | 0.87982 |
| 55 | 0.70685 | 0.72510 | 0.74043 | 0.75563 | 0.77066 | 0.78548 | 0.80006 | 0.81434 |
| 60 | 0.57436 | 0.59642 | 0.61519 | 0.63398 | 0.65276 | 0.67145 | 0.69000 | 0.70834 |
| 65 | 0.41139 | 0.43418 | 0.45379 | 0.47364 | 0.49373 | 0.51396 | 0.53427 | 0.55460 |
| 70+[a] | 0.16769 | 0.17812 | 0.18749 | 0.19730 | 0.20758 | 0.21828 | 0.22940 | 0.24091 |
| | 17 | 18 | 19 | 20 | 21 | 22 | 23 | 24 |
| 0 | 0.95723 | 0.96631 | 0.97349 | 0.97975 | 0.98509 | 0.98953 | 0.99308 | 0.99580 |
| 5 | 0.98376 | 0.98735 | 0.99016 | 0.99256 | 0.99459 | 0.99626 | 0.99758 | 0.99858 |
| 10 | 0.98092 | 0.98470 | 0.98822 | 0.99096 | 0.99332 | 0.99528 | 0.99688 | 0.99811 |
| 15 | 0.97546 | 0.98004 | 0.98454 | 0.98799 | 0.99100 | 0.99355 | 0.99566 | 0.99731 |
| 20 | 0.97157 | 0.97661 | 0.98149 | 0.98543 | 0.98891 | 0.99192 | 0.99444 | 0.99646 |
| 25 | 0.96841 | 0.97370 | 0.97858 | 0.98287 | 0.98673 | 0.99013 | 0.99303 | 0.99544 |
| 30 | 0.96388 | 0.96932 | 0.97431 | 0.97901 | 0.98332 | 0.98722 | 0.99066 | 0.99362 |
| 35 | 0.95690 | 0.96241 | 0.96765 | 0.97282 | 0.97771 | 0.98228 | 0.98648 | 0.99026 |
| 40 | 0.94520 | 0.95102 | 0.95676 | 0.96273 | 0.96853 | 0.97413 | 0.97948 | 0.98450 |
| 45 | 0.92498 | 0.93189 | 0.93891 | 0.94647 | 0.95397 | 0.96136 | 0.96859 | 0.97558 |
| 50 | 0.88978 | 0.89910 | 0.90877 | 0.91934 | 0.92994 | 0.94052 | 0.95101 | 0.96132 |
| 55 | 0.82832 | 0.84139 | 0.85530 | 0.87069 | 0.88631 | 0.90213 | 0.91807 | 0.93404 |
| 60 | 0.72643 | 0.74380 | 0.76271 | 0.78401 | 0.80609 | 0.82901 | 0.85277 | 0.87733 |
| 65 | 0.57485 | 0.59485 | 0.61734 | 0.64329 | 0.67098 | 0.70065 | 0.73257 | 0.76704 |
| 70+[a] | 0.25277 | 0.26485 | 0.27854 | 0.29424 | 0.31113 | 0.32927 | 0.34871 | 0.36951 |

[a] El valor listado para 70+ es *T(80)/T(70)*.

## CUADRO 273. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA FEMENINA DECENAL, $_{10}S_{x,x+4}$, MODELO ESTE

| *Edad* x | *Probabilidad de sobrevivir,* $_{10}S_{x,x+4}$, *para el nivel* | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | *1* | *2* | *3* | *4* | *5* | *6* | *7* | *8* |
| 0 | 0.74959 | 0.77307 | 0.79407 | 0.81305 | 0.83034 | 0.84619 | 0.86081 | 0.87437 |
| 5 | 0.89818 | 0.90669 | 0.91449 | 0.92166 | 0.92828 | 0.93447 | 0.94024 | 0.94565 |
| 10 | 0.89344 | 0.90209 | 0.91001 | 0.91731 | 0.92407 | 0.93039 | 0.93628 | 0.94181 |
| 15 | 0.86597 | 0.87670 | 0.88652 | 0.89561 | 0.90405 | 0.91191 | 0.91927 | 0.92617 |
| 20 | 0.84280 | 0.85528 | 0.86674 | 0.87734 | 0.88719 | 0.89637 | 0.90497 | 0.91306 |
| 25 | 0.82567 | 0.83933 | 0.85191 | 0.86353 | 0.87434 | 0.88443 | 0.89387 | 0.90278 |
| 30 | 0.81312 | 0.82744 | 0.84061 | 0.85279 | 0.86412 | 0.87468 | 0.88460 | 0.89393 |
| 35 | 0.80294 | 0.81744 | 0.83075 | 0.84308 | 0.85453 | 0.86524 | 0.87528 | 0.88471 |
| 40 | 0.78132 | 0.79645 | 0.81034 | 0.82322 | 0.83521 | 0.84641 | 0.85692 | 0.86681 |
| 45 | 0.72651 | 0.74427 | 0.76061 | 0.77582 | 0.79002 | 0.80330 | 0.81579 | 0.82758 |
| 50 | 0.62906 | 0.65151 | 0.67233 | 0.69176 | 0.70999 | 0.72717 | 0.74335 | 0.75867 |
| 55 | 0.49534 | 0.52262 | 0.54819 | 0.57224 | 0.59498 | 0.61654 | 0.63700 | 0.65647 |
| 60 | 0.34490 | 0.37429 | 0.40219 | 0.42883 | 0.45422 | 0.47850 | 0.50176 | 0.52405 |
| 65 | 0.20359 | 0.23026 | 0.25613 | 0.28124 | 0.30547 | 0.32891 | 0.35161 | 0.37358 |
| 70+[a] | 0.08239 | 0.09446 | 0.10576 | 0.11641 | 0.12652 | 0.13627 | 0.14578 | 0.15511 |
| | *9* | *10* | *11* | *12* | *13* | *14* | *15* | *16* |
| 0 | 0.88698 | 0.89877 | 0.91072 | 0.92197 | 0.93225 | 0.94170 | 0.95038 | 0.95842 |
| 5 | 0.95074 | 0.95553 | 0.96003 | 0.96464 | 0.96894 | 0.97295 | 0.97669 | 0.98020 |
| 10 | 0.94702 | 0.95194 | 0.95614 | 0.96085 | 0.96529 | 0.96946 | 0.97340 | 0.97709 |
| 15 | 0.93270 | 0.93885 | 0.94404 | 0.94989 | 0.95543 | 0.96066 | 0.96561 | 0.97027 |
| 20 | 0.92068 | 0.92788 | 0.93411 | 0.94084 | 0.94724 | 0.95331 | 0.95907 | 0.96453 |
| 25 | 0.91115 | 0.91908 | 0.92611 | 0.93331 | 0.94019 | 0.94676 | 0.95304 | 0.95903 |
| 30 | 0.90273 | 0.91104 | 0.91853 | 0.92578 | 0.93280 | 0.93957 | 0.94609 | 0.95238 |
| 35 | 0.89362 | 0.90203 | 0.90959 | 0.91661 | 0.92349 | 0.93023 | 0.93678 | 0.94316 |
| 40 | 0.87613 | 0.88496 | 0.89280 | 0.89987 | 0.90690 | 0.91386 | 0.92072 | 0.92746 |
| 45 | 0.83872 | 0.84928 | 0.85864 | 0.86690 | 0.87517 | 0.88343 | 0.89165 | 0.89980 |
| 50 | 0.77321 | 0.78704 | 0.79936 | 0.81006 | 0.82084 | 0.83167 | 0.84251 | 0.85333 |
| 55 | 0.67503 | 0.69277 | 0.70857 | 0.72220 | 0.73602 | 0.75002 | 0.76412 | 0.77829 |
| 60 | 0.54544 | 0.56602 | 0.58421 | 0.59985 | 0.61587 | 0.63222 | 0.64887 | 0.66573 |
| 65 | 0.39482 | 0.41541 | 0.43355 | 0.44899 | 0.46496 | 0.48146 | 0.49844 | 0.51582 |
| 70+[a] | 0.16435 | 0.17357 | 0.18209 | 0.18974 | 0.19789 | 0.20658 | 0.21578 | 0.22552 |
| | *17* | *18* | *19* | *20* | *21* | *22* | *23* | *24* |
| 0 | 0.96637 | 0.97378 | 0.98057 | 0.98683 | 0.99114 | 0.99440 | 0.99681 | 0.99842 |
| 5 | 0.98349 | 0.98657 | 0.98948 | 0.99222 | 0.99452 | 0.99629 | 0.99769 | 0.99875 |
| 10 | 0.98059 | 0.98388 | 0.98699 | 0.98992 | 0.99286 | 0.99501 | 0.99679 | 0.99818 |
| 15 | 0.97469 | 0.97886 | 0.98280 | 0.98653 | 0.99034 | 0.99317 | 0.99555 | 0.99743 |
| 20 | 0.96971 | 0.97462 | 0.97926 | 0.98368 | 0.98797 | 0.99141 | 0.99433 | 0.99665 |
| 25 | 0.96474 | 0.97018 | 0.97535 | 0.98027 | 0.98490 | 0.98896 | 0.99250 | 0.99540 |
| 30 | 0.95842 | 0.96421 | 0.96975 | 0.97504 | 0.98005 | 0.98485 | 0.98922 | 0.99298 |
| 35 | 0.94936 | 0.95535 | 0.96112 | 0.96667 | 0.97215 | 0.97786 | 0.98330 | 0.98832 |
| 40 | 0.93409 | 0.94054 | 0.94681 | 0.95287 | 0.95924 | 0.96629 | 0.97331 | 0.98018 |
| 45 | 0.90785 | 0.91574 | 0.92346 | 0.93098 | 0.93914 | 0.94852 | 0.95812 | 0.96783 |
| 50 | 0.86405 | 0.87464 | 0.88504 | 0.89522 | 0.90644 | 0.91965 | 0.93344 | 0.94767 |
| 55 | 0.79245 | 0.80652 | 0.82043 | 0.83411 | 0.84961 | 0.86831 | 0.88828 | 0.90950 |
| 60 | 0.68276 | 0.69982 | 0.71683 | 0.73368 | 0.75357 | 0.77831 | 0.80557 | 0.83567 |
| 65 | 0.53354 | 0.55148 | 0.56956 | 0.58762 | 0.60985 | 0.63853 | 0.67131 | 0.70915 |
| 70+[a] | 0.23576 | 0.24644 | 0.25753 | 0.26896 | 0.28273 | 0.30008 | 0.31980 | 0.34230 |

[a] El valor listado para 70+ es *T(80)/T(70)*.

## CUADRO 274. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA FEMENINA DECENAL, $_{10}S_{x,x+4}$, MODELO OESTE

| Edad x | Probabilidad de sobrevivir, $_{10}S_{x,x+4}$, para el nivel | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
| 0 | 0.73701 | 0.76223 | 0.78468 | 0.80487 | 0.82317 | 0.83989 | 0.85524 | 0.86943 |
| 5 | 0.87354 | 0.88458 | 0.89459 | 0.90373 | 0.91213 | 0.91989 | 0.92710 | 0.93383 |
| 10 | 0.85757 | 0.86974 | 0.88079 | 0.89087 | 0.90016 | 0.90875 | 0.91674 | 0.92419 |
| 15 | 0.82858 | 0.84293 | 0.85598 | 0.86792 | 0.87892 | 0.88911 | 0.89860 | 0.90745 |
| 20 | 0.80498 | 0.82108 | 0.83574 | 0.84918 | 0.86158 | 0.87307 | 0.88377 | 0.89377 |
| 25 | 0.78413 | 0.80173 | 0.81775 | 0.83247 | 0.84606 | 0.85865 | 0.87039 | 0.88138 |
| 30 | 0.76600 | 0.78472 | 0.80177 | 0.81744 | 0.83189 | 0.84530 | 0.85782 | 0.86953 |
| 35 | 0.75174 | 0.77092 | 0.78842 | 0.80448 | 0.81930 | 0.83306 | 0.84590 | 0.85792 |
| 40 | 0.72673 | 0.74670 | 0.76493 | 0.78172 | 0.79723 | 0.81166 | 0.82511 | 0.83772 |
| 45 | 0.67504 | 0.69729 | 0.71769 | 0.73648 | 0.75392 | 0.77016 | 0.78534 | 0.79959 |
| 50 | 0.59196 | 0.61775 | 0.64152 | 0.66351 | 0.68401 | 0.70317 | 0.72117 | 0.73811 |
| 55 | 0.48197 | 0.51126 | 0.53842 | 0.56375 | 0.58747 | 0.60977 | 0.63082 | 0.65071 |
| 60 | 0.36171 | 0.39190 | 0.42025 | 0.44691 | 0.47209 | 0.49591 | 0.51854 | 0.54002 |
| 65 | 0.23628 | 0.26411 | 0.29072 | 0.31598 | 0.34011 | 0.36313 | 0.38517 | 0.40621 |
| 70+[a] | 0.10087 | 0.11236 | 0.12302 | 0.13299 | 0.14246 | 0.15156 | 0.16046 | 0.16919 |
| | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 |
| 0 | 0.88258 | 0.89483 | 0.90628 | 0.91701 | 0.92732 | 0.93824 | 0.94783 | 0.95677 |
| 5 | 0.94012 | 0.94603 | 0.95159 | 0.95684 | 0.96180 | 0.96683 | 0.97147 | 0.97581 |
| 10 | 0.93117 | 0.93773 | 0.94392 | 0.94976 | 0.95523 | 0.96016 | 0.96550 | 0.97050 |
| 15 | 0.91575 | 0.92355 | 0.93091 | 0.93787 | 0.94436 | 0.94969 | 0.95618 | 0.96229 |
| 20 | 0.90314 | 0.91197 | 0.92029 | 0.92817 | 0.93552 | 0.94148 | 0.94875 | 0.95564 |
| 25 | 0.89169 | 0.90140 | 0.91056 | 0.91923 | 0.92731 | 0.93410 | 0.94188 | 0.94929 |
| 30 | 0.88054 | 0.89090 | 0.90066 | 0.90992 | 0.91857 | 0.92604 | 0.93403 | 0.94174 |
| 35 | 0.86920 | 0.87984 | 0.88988 | 0.89938 | 0.90826 | 0.91600 | 0.92386 | 0.93158 |
| 40 | 0.84957 | 0.86074 | 0.87130 | 0.88128 | 0.89064 | 0.89873 | 0.90671 | 0.91466 |
| 45 | 0.81301 | 0.82567 | 0.83766 | 0.84902 | 0.85966 | 0.86882 | 0.87767 | 0.88662 |
| 50 | 0.75410 | 0.76924 | 0.78360 | 0.79727 | 0.81007 | 0.82102 | 0.83154 | 0.84224 |
| 55 | 0.66955 | 0.68747 | 0.70451 | 0.72077 | 0.73606 | 0.74893 | 0.76137 | 0.77411 |
| 60 | 0.56051 | 0.58004 | 0.59871 | 0.61658 | 0.63345 | 0.64728 | 0.66090 | 0.67498 |
| 65 | 0.42644 | 0.44579 | 0.46439 | 0.48228 | 0.49922 | 0.51295 | 0.52649 | 0.54065 |
| 70+[a] | 0.17790 | 0.18656 | 0.19528 | 0.20406 | 0.21281 | 0.22061 | 0.22861 | 0.23717 |
| | 17 | 18 | 19 | 20 | 21 | 22 | 23 | 24 |
| 0 | 0.96490 | 0.97232 | 0.97911 | 0.98539 | 0.99055 | 0.99406 | 0.99671 | 0.99848 |
| 5 | 0.97985 | 0.98362 | 0.98716 | 0.99047 | 0.99342 | 0.99565 | 0.99742 | 0.99871 |
| 10 | 0.97518 | 0.97955 | 0.98366 | 0.98749 | 0.99119 | 0.99412 | 0.99644 | 0.99816 |
| 15 | 0.96802 | 0.97338 | 0.97842 | 0.98314 | 0.98783 | 0.99188 | 0.99499 | 0.99734 |
| 20 | 0.96213 | 0.96825 | 0.97400 | 0.97943 | 0.98483 | 0.98966 | 0.99347 | 0.99643 |
| 25 | 0.95635 | 0.96306 | 0.96941 | 0.97544 | 0.98145 | 0.98682 | 0.99137 | 0.99507 |
| 30 | 0.94917 | 0.95630 | 0.96313 | 0.96965 | 0.97615 | 0.98220 | 0.98773 | 0.99248 |
| 35 | 0.93912 | 0.94645 | 0.95357 | 0.96043 | 0.96725 | 0.97425 | 0.98105 | 0.98732 |
| 40 | 0.92255 | 0.93032 | 0.93796 | 0.94539 | 0.95285 | 0.96125 | 0.96985 | 0.97832 |
| 45 | 0.89557 | 0.90449 | 0.91333 | 0.92201 | 0.93082 | 0.94136 | 0.95255 | 0.96413 |
| 50 | 0.85305 | 0.86391 | 0.87474 | 0.88547 | 0.89642 | 0.91015 | 0.92514 | 0.94119 |
| 55 | 0.78709 | 0.80023 | 0.81343 | 0.82660 | 0.84018 | 0.85797 | 0.87792 | 0.90007 |
| 60 | 0.68943 | 0.70420 | 0.71917 | 0.73423 | 0.75006 | 0.77185 | 0.79694 | 0.82600 |
| 65 | 0.55531 | 0.57042 | 0.58589 | 0.60160 | 0.61835 | 0.64264 | 0.67130 | 0.70591 |
| 70+[a] | 0.24628 | 0.25591 | 0.26603 | 0.27657 | 0.28790 | 0.30322 | 0.32100 | 0.34195 |

[a] El valor listado para 70+ es *T(80)/T(70)*.

CUADRO 275. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA MASCULINA DECENAL, $_{10}S_{x,x+4}$, MODELO NORTE

| Edad x | Probabilidad de sobrevivir, $_{10}S_{x,x+4}$, para el nivel | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | *1* | *2* | *3* | *4* | *5* | *6* | *7* | *8* |
| 0 | 0.65634 | 0.68748 | 0.71539 | 0.74062 | 0.76363 | 0.78473 | 0.80420 | 0.82224 |
| 5 | 0.84223 | 0.85575 | 0.86793 | 0.87902 | 0.88917 | 0.89850 | 0.90717 | 0.91521 |
| 10 | 0.85955 | 0.87082 | 0.88098 | 0.89026 | 0.89877 | 0.90661 | 0.91388 | 0.92066 |
| 15 | 0.83144 | 0.84458 | 0.85648 | 0.86732 | 0.87728 | 0.88649 | 0.89502 | 0.90298 |
| 20 | 0.81099 | 0.82567 | 0.83898 | 0.85113 | 0.86229 | 0.87261 | 0.88219 | 0.89112 |
| 25 | 0.79587 | 0.81169 | 0.82606 | 0.83918 | 0.85126 | 0.86242 | 0.87279 | 0.88249 |
| 30 | 0.76937 | 0.78715 | 0.80330 | 0.81806 | 0.83168 | 0.84429 | 0.85602 | 0.86698 |
| 35 | 0.73122 | 0.75163 | 0.77015 | 0.78716 | 0.80286 | 0.81742 | 0.83099 | 0.84367 |
| 40 | 0.68660 | 0.70947 | 0.73032 | 0.74950 | 0.76723 | 0.78370 | 0.79908 | 0.81347 |
| 45 | 0.63032 | 0.65572 | 0.67902 | 0.70048 | 0.72036 | 0.73890 | 0.75624 | 0.77251 |
| 50 | 0.55070 | 0.57934 | 0.60572 | 0.63017 | 0.65292 | 0.67421 | 0.69420 | 0.71304 |
| 55 | 0.44525 | 0.47678 | 0.50611 | 0.53353 | 0.55920 | 0.58337 | 0.60620 | 0.62778 |
| 60 | 0.31157 | 0.34451 | 0.37570 | 0.40524 | 0.43331 | 0.45998 | 0.48539 | 0.50962 |
| 65 | 0.16835 | 0.19911 | 0.22903 | 0.25806 | 0.28626 | 0.31350 | 0.33982 | 0.36526 |
| 70+ [a] | 0.06188 | 0.07761 | 0.09189 | 0.10513 | 0.11745 | 0.12904 | 0.14014 | 0.15086 |
| | *9* | *10* | *11* | *12* | *13* | *14* | *15* | *16* |
| 0 | 0.83904 | 0.85472 | 0.86941 | 0.88319 | 0.89741 | 0.91033 | 0.92232 | 0.93368 |
| 5 | 0.92273 | 0.92977 | 0.93636 | 0.94258 | 0.94849 | 0.95403 | 0.95932 | 0.96436 |
| 10 | 0.92700 | 0.93294 | 0.93852 | 0.94376 | 0.94830 | 0.95278 | 0.95719 | 0.96149 |
| 15 | 0.91042 | 0.91741 | 0.92399 | 0.93016 | 0.93532 | 0.94058 | 0.94578 | 0.95090 |
| 20 | 0.89947 | 0.90732 | 0.91471 | 0.92166 | 0.92742 | 0.93334 | 0.93918 | 0.94492 |
| 25 | 0.89154 | 0.90005 | 0.90805 | 0.91561 | 0.92189 | 0.92823 | 0.93449 | 0.94066 |
| 30 | 0.87724 | 0.88688 | 0.89597 | 0.90454 | 0.91180 | 0.91884 | 0.92582 | 0.93273 |
| 35 | 0.85558 | 0.86678 | 0.87735 | 0.88733 | 0.89600 | 0.90396 | 0.91190 | 0.91978 |
| 40 | 0.82699 | 0.83974 | 0.85178 | 0.86320 | 0.87321 | 0.88196 | 0.89076 | 0.89957 |
| 45 | 0.78781 | 0.80228 | 0.81594 | 0.82922 | 0.84041 | 0.85004 | 0.85984 | 0.86974 |
| 50 | 0.73080 | 0.74762 | 0.76356 | 0.77941 | 0.79216 | 0.80321 | 0.81444 | 0.82603 |
| 55 | 0.64824 | 0.66769 | 0.68621 | 0.70465 | 0.71923 | 0.73195 | 0.74498 | 0.75853 |
| 60 | 0.53280 | 0.55497 | 0.57620 | 0.59734 | 0.61392 | 0.62853 | 0.64379 | 0.65945 |
| 65 | 0.38989 | 0.41366 | 0.43661 | 0.45977 | 0.47769 | 0.49363 | 0.51041 | 0.52781 |
| 70+ [a] | 0.16134 | 0.17169 | 0.18196 | 0.19267 | 0.20150 | 0.20978 | 0.21872 | 0.22834 |
| | *17* | *18* | *19* | *20* | *21* | *22* | *23* | *24* |
| 0 | 0.94424 | 0.95404 | 0.96315 | 0.97163 | 0.97957 | 0.98706 | 0.99158 | 0.99521 |
| 5 | 0.96913 | 0.97367 | 0.97796 | 0.98202 | 0.98586 | 0.98947 | 0.99250 | 0.99509 |
| 10 | 0.96566 | 0.96970 | 0.97358 | 0.97730 | 0.98085 | 0.98428 | 0.98840 | 0.99175 |
| 15 | 0.95589 | 0.96075 | 0.96543 | 0.96994 | 0.97425 | 0.97846 | 0.98411 | 0.98853 |
| 20 | 0.95054 | 0.95599 | 0.96126 | 0.96634 | 0.97118 | 0.97591 | 0.98215 | 0.98712 |
| 25 | 0.94671 | 0.95259 | 0.95828 | 0.96376 | 0.96901 | 0.97414 | 0.98042 | 0.98581 |
| 30 | 0.93951 | 0.94613 | 0.95255 | 0.95876 | 0.96472 | 0.97052 | 0.97703 | 0.98321 |
| 35 | 0.92757 | 0.93522 | 0.94267 | 0.94989 | 0.95687 | 0.96337 | 0.97067 | 0.97813 |
| 40 | 0.90835 | 0.91704 | 0.92557 | 0.93390 | 0.94198 | 0.94906 | 0.95786 | 0.96729 |
| 45 | 0.87968 | 0.88960 | 0.89943 | 0.90911 | 0.91856 | 0.92658 | 0.93757 | 0.94976 |
| 50 | 0.83770 | 0.84942 | 0.86111 | 0.87268 | 0.88407 | 0.89372 | 0.90767 | 0.92356 |
| 55 | 0.77227 | 0.78618 | 0.80015 | 0.81408 | 0.82785 | 0.83984 | 0.85774 | 0.87867 |
| 60 | 0.67561 | 0.69212 | 0.70883 | 0.72563 | 0.74235 | 0.75734 | 0.78031 | 0.80788 |
| 65 | 0.54591 | 0.56455 | 0.58361 | 0.60290 | 0.62228 | 0.64009 | 0.66803 | 0.70242 |
| 70+ [a] | 0.23862 | 0.24955 | 0.26106 | 0.27308 | 0.28552 | 0.29749 | 0.31507 | 0.33632 |

[a] El valor listado para 70+ es *T(80)/T(70)*.

CUADRO 276. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA MASCULINA DECENAL, $_{10}S_{x,x+4}$, MODELO SUR

| Edad x | Probabilidad de sobrevivir, $_{10}S_{x,x+4}$, para el nivel | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
| 0 | 0.70010 | 0.72846 | 0.75370 | 0.77636 | 0.79689 | 0.81561 | 0.83280 | 0.84866 |
| 5 | 0.89526 | 0.90426 | 0.91241 | 0.91986 | 0.92670 | 0.93303 | 0.93892 | 0.94440 |
| 10 | 0.88458 | 0.89414 | 0.90280 | 0.91073 | 0.91805 | 0.92481 | 0.93113 | 0.93700 |
| 15 | 0.84887 | 0.86123 | 0.87248 | 0.88278 | 0.89230 | 0.90111 | 0.90933 | 0.91700 |
| 20 | 0.83585 | 0.84911 | 0.86117 | 0.87224 | 0.88244 | 0.89191 | 0.90071 | 0.90896 |
| 25 | 0.83356 | 0.84663 | 0.85848 | 0.86937 | 0.87941 | 0.88873 | 0.89741 | 0.90552 |
| 30 | 0.82002 | 0.83363 | 0.84599 | 0.85734 | 0.86783 | 0.87755 | 0.88663 | 0.89510 |
| 35 | 0.79470 | 0.80949 | 0.82299 | 0.83536 | 0.84681 | 0.85743 | 0.86734 | 0.87661 |
| 40 | 0.75972 | 0.77588 | 0.79064 | 0.80422 | 0.81675 | 0.82842 | 0.83931 | 0.84952 |
| 45 | 0.70773 | 0.72576 | 0.74228 | 0.75751 | 0.77161 | 0.78475 | 0.79701 | 0.80854 |
| 50 | 0.62557 | 0.64664 | 0.66603 | 0.68396 | 0.70067 | 0.71624 | 0.73083 | 0.74457 |
| 55 | 0.50701 | 0.53197 | 0.55507 | 0.57658 | 0.59673 | 0.61563 | 0.63345 | 0.65029 |
| 60 | 0.36229 | 0.38954 | 0.41509 | 0.43909 | 0.46179 | 0.48328 | 0.50370 | 0.52311 |
| 65 | 0.21273 | 0.23805 | 0.26221 | 0.28528 | 0.30735 | 0.32850 | 0.34876 | 0.36820 |
| 70+[a] | 0.08307 | 0.09453 | 0.10502 | 0.11486 | 0.12409 | 0.13295 | 0.14144 | 0.14971 |
| | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 |
| 0 | 0.86336 | 0.87674 | 0.89045 | 0.90309 | 0.91476 | 0.92557 | 0.93560 | 0.94494 |
| 5 | 0.94953 | 0.95443 | 0.95912 | 0.96350 | 0.96763 | 0.97151 | 0.97516 | 0.97859 |
| 10 | 0.94252 | 0.94732 | 0.95233 | 0.95716 | 0.96174 | 0.96605 | 0.97012 | 0.97397 |
| 15 | 0.92421 | 0.93034 | 0.93688 | 0.94332 | 0.94938 | 0.95508 | 0.96048 | 0.96556 |
| 20 | 0.91668 | 0.92325 | 0.93016 | 0.93701 | 0.94348 | 0.94961 | 0.95542 | 0.96089 |
| 25 | 0.91313 | 0.91959 | 0.92609 | 0.93278 | 0.93916 | 0.94523 | 0.95100 | 0.95648 |
| 30 | 0.90308 | 0.90983 | 0.91635 | 0.92330 | 0.92998 | 0.93635 | 0.94245 | 0.94830 |
| 35 | 0.88532 | 0.89273 | 0.89979 | 0.90722 | 0.91441 | 0.92136 | 0.92805 | 0.93450 |
| 40 | 0.85910 | 0.86733 | 0.87510 | 0.88303 | 0.89078 | 0.89836 | 0.90570 | 0.91283 |
| 45 | 0.81939 | 0.82883 | 0.83758 | 0.84631 | 0.85492 | 0.86338 | 0.87167 | 0.87977 |
| 50 | 0.75756 | 0.76888 | 0.77926 | 0.78960 | 0.79986 | 0.80999 | 0.82000 | 0.82983 |
| 55 | 0.66624 | 0.68009 | 0.69286 | 0.70563 | 0.71836 | 0.73103 | 0.74362 | 0.75604 |
| 60 | 0.54161 | 0.55762 | 0.57241 | 0.58738 | 0.60242 | 0.61751 | 0.63257 | 0.64754 |
| 65 | 0.38691 | 0.40312 | 0.41797 | 0.43324 | 0.44871 | 0.46436 | 0.48012 | 0.49591 |
| 70+[a] | 0.15782 | 0.16506 | 0.17195 | 0.17921 | 0.18676 | 0.19465 | 0.20283 | 0.21131 |
| | 17 | 18 | 19 | 20 | 21 | 22 | 23 | 24 |
| 0 | 0.95365 | 0.96199 | 0.97088 | 0.97735 | 0.98299 | 0.98778 | 0.99173 | 0.99483 |
| 5 | 0.98184 | 0.98493 | 0.98791 | 0.99037 | 0.99255 | 0.99446 | 0.99610 | 0.99745 |
| 10 | 0.97761 | 0.98107 | 0.98487 | 0.98785 | 0.99052 | 0.99289 | 0.99494 | 0.99666 |
| 15 | 0.97036 | 0.97493 | 0.98017 | 0.98413 | 0.98767 | 0.99080 | 0.99348 | 0.99571 |
| 20 | 0.96608 | 0.97104 | 0.97669 | 0.98115 | 0.98515 | 0.98873 | 0.99186 | 0.99452 |
| 25 | 0.96170 | 0.96670 | 0.97263 | 0.97745 | 0.98184 | 0.98587 | 0.98951 | 0.99269 |
| 30 | 0.95386 | 0.95923 | 0.96584 | 0.97129 | 0.97640 | 0.98120 | 0.98563 | 0.98962 |
| 35 | 0.94067 | 0.94666 | 0.95402 | 0.96041 | 0.96660 | 0.97257 | 0.97826 | 0.98359 |
| 40 | 0.91972 | 0.92643 | 0.93458 | 0.94220 | 0.94978 | 0.95734 | 0.96482 | 0.97213 |
| 45 | 0.88769 | 0.89542 | 0.90462 | 0.91387 | 0.92333 | 0.93301 | 0.94290 | 0.95295 |
| 50 | 0.83949 | 0.84900 | 0.86020 | 0.87200 | 0.88429 | 0.89710 | 0.91047 | 0.92442 |
| 55 | 0.76828 | 0.78040 | 0.79498 | 0.81051 | 0.82687 | 0.84415 | 0.86247 | 0.88193 |
| 60 | 0.66238 | 0.67716 | 0.69559 | 0.71535 | 0.73640 | 0.75903 | 0.78347 | 0.81003 |
| 65 | 0.51170 | 0.52754 | 0.54790 | 0.57023 | 0.59444 | 0.62104 | 0.65056 | 0.68364 |
| 70+[a] | 0.22004 | 0.22909 | 0.24092 | 0.25387 | 0.26814 | 0.28403 | 0.30179 | 0.32175 |

[a] El valor listado para 70+ es *T(80)/T(70)*.

## CUADRO 277. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA MASCULINA DECENAL, $_{10}S_{x,x+4}$, MODELO ESTE

| Edad x | Probabilidad de sobrevivir, $_{10}S_{x,x+4}$, para el nivel | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | *1* | *2* | *3* | *4* | *5* | *6* | *7* | *8* |
| 0 | 0.74414 | 0.76915 | 0.79119 | 0.81086 | 0.82863 | 0.84479 | 0.85960 | 0.87325 |
| 5 | 0.91040 | 0.91758 | 0.92415 | 0.93019 | 0.93577 | 0.94096 | 0.94581 | 0.95036 |
| 10 | 0.90296 | 0.91027 | 0.91697 | 0.92316 | 0.92887 | 0.93419 | 0.93917 | 0.94383 |
| 15 | 0.87347 | 0.88290 | 0.89153 | 0.89952 | 0.90692 | 0.91381 | 0.92026 | 0.92630 |
| 20 | 0.85726 | 0.86791 | 0.87768 | 0.88667 | 0.89505 | 0.90286 | 0.91015 | 0.91700 |
| 25 | 0.84027 | 0.85215 | 0.86307 | 0.87313 | 0.88249 | 0.89122 | 0.89940 | 0.90708 |
| 30 | 0.81048 | 0.82429 | 0.83704 | 0.84881 | 0.85976 | 0.86998 | 0.87958 | 0.88860 |
| 35 | 0.77344 | 0.78926 | 0.80384 | 0.81733 | 0.82991 | 0.84166 | 0.85269 | 0.86308 |
| 40 | 0.73224 | 0.74952 | 0.76538 | 0.78013 | 0.79387 | 0.80674 | 0.81882 | 0.83020 |
| 45 | 0.68145 | 0.69971 | 0.71652 | 0.73218 | 0.74675 | 0.76045 | 0.77331 | 0.78543 |
| 50 | 0.60999 | 0.62944 | 0.64752 | 0.66434 | 0.68005 | 0.69483 | 0.70875 | 0.72191 |
| 55 | 0.50701 | 0.52831 | 0.54822 | 0.56681 | 0.58430 | 0.60079 | 0.61638 | 0.63118 |
| 60 | 0.37574 | 0.39832 | 0.41955 | 0.43955 | 0.45846 | 0.47639 | 0.49345 | 0.50971 |
| 65 | 0.23828 | 0.25935 | 0.27945 | 0.29856 | 0.31677 | 0.33421 | 0.35093 | 0.36696 |
| 70+ [a] | 0.09812 | 0.10714 | 0.11558 | 0.12349 | 0.13100 | 0.13826 | 0.14531 | 0.15220 |
| | *9* | *10* | *11* | *12* | *13* | *14* | *15* | *16* |
| 0 | 0.88591 | 0.89767 | 0.90970 | 0.92036 | 0.93022 | 0.93937 | 0.94787 | 0.95579 |
| 5 | 0.95463 | 0.95863 | 0.96243 | 0.96592 | 0.96928 | 0.97250 | 0.97559 | 0.97855 |
| 10 | 0.94822 | 0.95236 | 0.95597 | 0.95946 | 0.96289 | 0.96622 | 0.96946 | 0.97260 |
| 15 | 0.93200 | 0.93739 | 0.94214 | 0.94665 | 0.95107 | 0.95539 | 0.95960 | 0.96368 |
| 20 | 0.92345 | 0.92955 | 0.93501 | 0.94010 | 0.94507 | 0.94995 | 0.95469 | 0.95931 |
| 25 | 0.91432 | 0.92116 | 0.92739 | 0.93306 | 0.93861 | 0.94406 | 0.94936 | 0.95453 |
| 30 | 0.89710 | 0.90516 | 0.91259 | 0.91917 | 0.92565 | 0.93200 | 0.93823 | 0.94430 |
| 35 | 0.87289 | 0.88217 | 0.89076 | 0.89817 | 0.90551 | 0 91277 | 0.91993 | 0.92697 |
| 40 | 0.84097 | 0.85115 | 0.86052 | 0.86836 | 0.87622 | 0.88408 | 0.89191 | 0.89968 |
| 45 | 0.79692 | 0.80780 | 0.81772 | 0.82580 | 0.83398 | 0.84226 | 0.85057 | 0.85890 |
| 50 | 0.73436 | 0.74619 | 0.75689 | 0.76548 | 0.77423 | 0.78314 | 0.79219 | 0.80132 |
| 55 | 0.64520 | 0.65859 | 0.67050 | 0.68011 | 0.68998 | 0.70008 | 0.71039 | 0.72087 |
| 60 | 0.52520 | 0.54004 | 0.55304 | 0.56367 | 0.57465 | 0.58596 | 0.59756 | 0.60940 |
| 65 | 0.38235 | 0.39715 | 0.41000 | 0.42059 | 0.43161 | 0.44302 | 0.45481 | 0.46693 |
| 70+ [a] | 0.15896 | 0.16568 | 0.17183 | 0.17717 | 0.18285 | 0.18889 | 0.19529 | 0.20205 |
| | *17* | *18* | *19* | *20* | *21* | *22* | *23* | *24* |
| 0 | 0.96318 | 0.97039 | 0.97739 | 0.98385 | 0.98836 | 0.99222 | 0.99523 | 0.99740 |
| 5 | 0.98138 | 0.98407 | 0.98664 | 0.98909 | 0.99128 | 0.99339 | 0.99530 | 0.99694 |
| 10 | 0.97565 | 0.97858 | 0.98139 | 0.98410 | 0.98700 | 0.98978 | 0.99240 | 0.99479 |
| 15 | 0.96764 | 0.97147 | 0.97516 | 0.97869 | 0.98251 | 0.98619 | 0.98968 | 0.99288 |
| 20 | 0.96378 | 0.96810 | 0.97227 | 0.97626 | 0.98039 | 0.98452 | 0.98845 | 0.99204 |
| 25 | 0.95955 | 0.96440 | 0.96907 | 0.97356 | 0.97799 | 0.98261 | 0.98700 | 0.99103 |
| 30 | 0.95022 | 0.95596 | 0.96150 | 0.96684 | 0.97202 | 0.97765 | 0.98305 | 0.98808 |
| 35 | 0.93386 | 0.94059 | 0.94712 | 0.95344 | 0.95973 | 0.96688 | 0.97396 | 0.98081 |
| 40 | 0.90735 | 0.91490 | 0.92229 | 0.92949 | 0.93705 | 0.94608 | 0.95543 | 0.96499 |
| 45 | 0.86723 | 0.87547 | 0.88362 | 0.89161 | 0.90047 | 0.91159 | 0.92358 | 0.93651 |
| 50 | 0.81052 | 0.81970 | 0.82882 | 0.83783 | 0.84825 | 0.86177 | 0.87682 | 0.89368 |
| 55 | 0.73146 | 0.74212 | 0.75276 | 0.76333 | 0.77598 | 0.79262 | 0.81155 | 0.83331 |
| 60 | 0.62145 | 0.63364 | 0.64587 | 0.65808 | 0.67320 | 0.69323 | 0.71643 | 0.74368 |
| 65 | 0.47933 | 0.49196 | 0.50470 | 0.51752 | 0.53389 | 0.55582 | 0.58174 | 0.61295 |
| 70+ [a] | 0.20917 | 0.21662 | 0.22436 | 0.23237 | 0.24231 | 0.25545 | 0.27101 | 0.28972 |

[a] El valor listado para 70+ es *T(80)/T(70)*.

## CUADRO 278. PROBABILIDADES DE SUPERVIVENCIA MASCULINA DECENAL, $_{10}S_{x,x+4}$, MODELO OESTE

| Edad x | Probabilidad de sobrevivir, $_{10}S_{x,x+4}$, para el nivel | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | *1* | *2* | *3* | *4* | *5* | *6* | *7* | *8* |
| 0 | 0.74016 | 0.76542 | 0.78774 | 0.80768 | 0.82567 | 0.84202 | 0.85699 | 0.87076 |
| 5 | 0.88844 | 0.89789 | 0.90643 | 0.91422 | 0.92137 | 0.92799 | 0.93412 | 0.93986 |
| 10 | 0.86966 | 0.88036 | 0.89008 | 0.89894 | 0.90710 | 0.91465 | 0.92166 | 0.92820 |
| 15 | 0.83180 | 0.84544 | 0.85784 | 0.86919 | 0.87963 | 0.88932 | 0.89833 | 0.90673 |
| 20 | 0.80210 | 0.81813 | 0.83271 | 0.84610 | 0.85842 | 0.86986 | 0.88051 | 0.89046 |
| 25 | 0.77441 | 0.79254 | 0.80907 | 0.82426 | 0.83827 | 0.85129 | 0.86342 | 0.87477 |
| 30 | 0.73923 | 0.75973 | 0.77845 | 0.79567 | 0.81161 | 0.82642 | 0.84024 | 0.85320 |
| 35 | 0.69930 | 0.72202 | 0.74279 | 0.76193 | 0.77969 | 0.79619 | 0.81164 | 0.82611 |
| 40 | 0.65343 | 0.67801 | 0.70053 | 0.72131 | 0.74062 | 0.75863 | 0.77550 | 0.79133 |
| 45 | 0.59612 | 0.62232 | 0.64646 | 0.66877 | 0.68954 | 0.70895 | 0.72717 | 0.74431 |
| 50 | 0.52275 | 0.55025 | 0.57571 | 0.59935 | 0.62143 | 0.64213 | 0.66162 | 0.67998 |
| 55 | 0.42659 | 0.45518 | 0.48175 | 0.50661 | 0.52993 | 0.55190 | 0.57265 | 0.59229 |
| 60 | 0.31766 | 0.34568 | 0.37200 | 0.39678 | 0.42018 | 0.44236 | 0.46343 | 0.48348 |
| 65 | 0.20513 | 0.22995 | 0.25356 | 0.27614 | 0.29761 | 0.31812 | 0.33781 | 0.35663 |
| 70+[a] | 0.08772 | 0.09860 | 0.10842 | 0.11769 | 0.12630 | 0.13446 | 0.14235 | 0.15002 |
| | *9* | *10* | *11* | *12* | *13* | *14* | *15* | *16* |
| 0 | 0.88350 | 0.89534 | 0.90637 | 0.91670 | 0.92814 | 0.93788 | 0.94618 | 0.95401 |
| 5 | 0.94520 | 0.95022 | 0.95494 | 0.95940 | 0.96416 | 0.96820 | 0.97175 | 0.97520 |
| 10 | 0.93432 | 0.94006 | 0.94549 | 0.95060 | 0.95562 | 0.96024 | 0.96436 | 0.96838 |
| 15 | 0.91461 | 0.92201 | 0.92900 | 0.93559 | 0.94179 | 0.94778 | 0.95317 | 0.95843 |
| 20 | 0.89980 | 0.90858 | 0.91686 | 0.92470 | 0.93202 | 0.93916 | 0.94562 | 0.95190 |
| 25 | 0.88543 | 0.89547 | 0.90494 | 0.91391 | 0.92229 | 0.93046 | 0.93785 | 0.94502 |
| 30 | 0.86538 | 0.87687 | 0.88773 | 0.89800 | 0.90766 | 0.91690 | 0.92528 | 0.93346 |
| 35 | 0.83974 | 0.85261 | 0.86479 | 0.87633 | 0.88732 | 0.89742 | 0.90661 | 0.91569 |
| 40 | 0.80626 | 0.82037 | 0.83373 | 0.84640 | 0.85874 | 0.86945 | 0.87926 | 0.88911 |
| 45 | 0.76048 | 0.77579 | 0.79029 | 0.80408 | 0.81777 | 0.82901 | 0.83942 | 0.85000 |
| 50 | 0.69736 | 0.71384 | 0.72949 | 0.74439 | 0.75923 | 0.77108 | 0.78219 | 0.79358 |
| 55 | 0.61095 | 0.62867 | 0.64557 | 0.66168 | 0.67762 | 0.69027 | 0.70222 | 0.71458 |
| 60 | 0.50258 | 0.52080 | 0.53825 | 0.55493 | 0.57131 | 0.58428 | 0.59663 | 0.60950 |
| 65 | 0.37466 | 0.39197 | 0.40863 | 0.42463 | 0.44023 | 0.45260 | 0.46446 | 0.47690 |
| 70+[a] | 0.15754 | 0.16497 | 0.17237 | 0.17978 | 0.18741 | 0.19395 | 0.20040 | 0.20738 |
| | *17* | *18* | *19* | *20* | *21* | *22* | *23* | *24* |
| 0 | 0.96172 | 0.96889 | 0.97558 | 0.98182 | 0.98713 | 0.99123 | 0.99460 | 0.99711 |
| 5 | 0.97853 | 0.98172 | 0.98479 | 0.98771 | 0.99040 | 0.99288 | 0.99514 | 0.99705 |
| 10 | 0.97229 | 0.97606 | 0.97970 | 0.98320 | 0.98652 | 0.98976 | 0.99278 | 0.99545 |
| 15 | 0.96354 | 0.96848 | 0.97324 | 0.97781 | 0.98221 | 0.98648 | 0.99049 | 0.99403 |
| 20 | 0.95796 | 0.96384 | 0.96949 | 0.97490 | 0.98000 | 0.98495 | 0.98954 | 0.99353 |
| 25 | 0.95199 | 0.95871 | 0.96519 | 0.97140 | 0.97714 | 0.98280 | 0.98805 | 0.99262 |
| 30 | 0.94146 | 0.94921 | 0.95671 | 0.96394 | 0.97057 | 0.97742 | 0.98392 | 0.98972 |
| 35 | 0.92465 | 0.93343 | 0.94198 | 0.95029 | 0.95793 | 0.96645 | 0.97488 | 0.98281 |
| 40 | 0.89893 | 0.90866 | 0.91826 | 0.92767 | 0.93647 | 0.94709 | 0.95813 | 0.96922 |
| 45 | 0.86068 | 0.87138 | 0.88205 | 0.89261 | 0.90275 | 0.91578 | 0.92993 | 0.94500 |
| 50 | 0.80519 | 0.81694 | 0.82877 | 0.84057 | 0.85234 | 0.86808 | 0.88584 | 0.90569 |
| 55 | 0.72727 | 0.74022 | 0.75336 | 0.76656 | 0.78013 | 0.79885 | 0.82058 | 0.84582 |
| 60 | 0.62279 | 0.63647 | 0.65043 | 0.66457 | 0.67942 | 0.70054 | 0.72566 | 0.75582 |
| 65 | 0.48986 | 0.50329 | 0.51709 | 0.53118 | 0.54623 | 0.56833 | 0.59521 | 0.62850 |
| 70+[a] | 0.21487 | 0.22288 | 0.23137 | 0.24033 | 0.24997 | 0.26357 | 0.28011 | 0.30041 |

[a] El valor listado para 70+ es *T(80)/T(70)*.

## *Anexo XI*

# VALORES LOGITO POR AÑOS SIMPLES DE EDAD PARA EL NIVEL 16 FEMENINO DE LAS TABLAS DE VIDA MODELO DE COALE Y DEMENY

CUADRO 279. VALOR LOGITO DEL COMPLEMENTO DE LA PROBABILIDAD DE SUPERVIVENCIA, $1 - l(x)$, MODELO NORTE

| *Edad* $x$ | *Logito de* $1 - l(x)$ | *Edad* $x$ | *Logito de* $1 - l(x)$ | *Edad* $x$ | *Logito de* $1 - l(x)$ |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | −1.2556 | 34 | −0.6434 | 67 | −0.0533 |
| 2 | −1.1332 | 35 | −0.6312 | 68 | −0.0184 |
| 3 | −1.0655 | 36 | −0.6189 | 69 | 0.0187 |
| 4 | −1.0177 | 37 | −0.6065 | 70 | 0.0582 |
| 5 | −0.9826 | 38 | −0.5939 | 71 | 0.1003 |
| 6 | −0.9601 | 39 | −0.5812 | 72 | 0.1450 |
| 7 | −0.9406 | 40 | −0.5684 | 73 | 0.1927 |
| 8 | −0.9237 | 41 | −0.5554 | 74 | 0.2436 |
| 9 | −0.9093 | 42 | −0.5423 | 75 | 0.2979 |
| 10 | −0.8968 | 43 | −0.5291 | 76 | 0.3559 |
| 11 | −0.8859 | 44 | −0.5157 | 77 | 0.4180 |
| 12 | −0.8763 | 45 | −0.5023 | 78 | 0.4845 |
| 13 | −0.8677 | 46 | −0.4886 | 79 | 0.5558 |
| 14 | −0.8596 | 47 | −0.4746 | 80 | 0.6325 |
| 15 | −0.8517 | 48 | −0.4605 | 81 | 0.7152 |
| 16 | −0.8424 | 49 | −0.4459 | 82 | 0.8044 |
| 17 | −0.8329 | 50 | −0.4310 | 83 | 0.9011 |
| 18 | −0.8233 | 51 | −0.4157 | 84 | 1.0060 |
| 19 | −0.8134 | 52 | −0.3999 | 85 | 1.1202 |
| 20 | −0.8033 | 53 | −0.3836 | 86 | 1.2451 |
| 21 | −0.7928 | 54 | −0.3666 | 87 | 1.3819 |
| 22 | −0.7821 | 55 | −0.3490 | 88 | 1.5324 |
| 23 | −0.7712 | 56 | −0.3306 | 89 | 1.6984 |
| 24 | −0.7601 | 57 | −0.3114 | 90 | 1.8821 |
| 25 | −0.7489 | 58 | −0.2913 | 91 | 2.0859 |
| 26 | −0.7376 | 59 | −0.2703 | 92 | 2.3125 |
| 27 | −0.7262 | 60 | −0.2481 | 93 | 2.5650 |
| 28 | −0.7146 | 61 | −0.2247 | 94 | 2.8469 |
| 29 | −0.7030 | 62 | −0.2000 | 95 | 3.1619 |
| 30 | −0.6912 | 63 | −0.1740 | 96 | 3.5143 |
| 31 | −0.6794 | 64 | −0.1464 | 97 | 3.9087 |
| 32 | −0.6676 | 65 | −0.1172 | 98 | 4.3503 |
| 33 | −0.6556 | 66 | −0.0862 | 99 | 4.8450 |

CUADRO 280. VALOR LOGITO DEL COMPLEMENTO DE LA PROBABILIDAD DE SUPERVIVENCIA, $1 - l(x)$, MODELO SUR

| *Edad* $x$ | *Logito de* $1 - l(x)$ | *Edad* $x$ | *Logito de* $1 - l(x)$ | *Edad* $x$ | *Logito de* $1 - l(x)$ |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | −1.0807 | 34 | −0.6252 | 67 | −0.1163 |
| 2 | −0.9376 | 35 | −0.6165 | 68 | −0.0806 |
| 3 | −0.8807 | 36 | −0.6077 | 69 | −0.0423 |
| 4 | −0.8524 | 37 | −0.5988 | 70 | −0.0013 |
| 5 | −0.8369 | 38 | −0.5898 | 71 | 0.0427 |
| 6 | −0.8265 | 39 | −0.5807 | 72 | 0.0898 |
| 7 | −0.8176 | 40 | −0.5715 | 73 | 0.1404 |
| 8 | −0.8100 | 41 | −0.5621 | 74 | 0.1946 |
| 9 | −0.8034 | 42 | −0.5526 | 75 | 0.2527 |
| 10 | −0.7976 | 43 | −0.5429 | 76 | 0.3153 |
| 11 | −0.7925 | 44 | −0.5331 | 77 | 0.3824 |
| 12 | −0.7879 | 45 | −0.5229 | 78 | 0.4547 |
| 13 | −0.7833 | 46 | −0.5126 | 79 | 0.5327 |
| 14 | −0.7789 | 47 | −0.5018 | 80 | 0.6169 |
| 15 | −0.7743 | 48 | −0.4908 | 81 | 0.7081 |
| 16 | −0.7685 | 49 | −0.4793 | 82 | 0.8071 |
| 17 | −0.7623 | 50 | −0.4674 | 83 | 0.9150 |
| 18 | −0.7558 | 51 | −0.4549 | 84 | 1.0329 |
| 19 | −0.7489 | 52 | −0.4419 | 85 | 1.1623 |
| 20 | −0.7418 | 53 | −0.4282 | 86 | 1.3047 |
| 21 | −0.7342 | 54 | −0.4138 | 87 | 1.4622 |
| 22 | −0.7264 | 55 | −0.3986 | 88 | 1.6369 |
| 23 | −0.7183 | 56 | −0.3825 | 89 | 1.8315 |
| 24 | −0.7101 | 57 | −0.3654 | 90 | 2.0489 |
| 25 | −0.7017 | 58 | −0.3473 | 91 | 2.2926 |
| 26 | −0.6933 | 59 | −0.3279 | 92 | 2.5662 |
| 27 | −0.6849 | 60 | −0.3073 | 93 | 2.8742 |
| 28 | −0.6764 | 61 | −0.2853 | 94 | 3.2213 |
| 29 | −0.6678 | 62 | −0.2617 | 95 | 3.6128 |
| 30 | −0.6592 | 63 | −0.2365 | 96 | 4.0547 |
| 31 | −0.6508 | 64 | −0.2095 | 97 | 4.5537 |
| 32 | −0.6423 | 65 | −0.1806 | 98 | 5.1174 |
| 33 | −0.6337 | 66 | −0.1495 | 99 | 5.7541 |

## CUADRO 281. VALOR LOGITO DEL COMPLEMENTO DE LA PROBABILIDAD DE SUPERVIVENCIA, 1 - *l(x)*, MODELO ESTE

| *Edad x* | *Logito de 1 - l(x)* | *Edad x* | *Logito de 1 - l(x)* | *Edad x* | *Logito de 1 - l(x)* |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | −1.0827 | 34 | −0.6757 | 67 | −0.0603 |
| 2 | −0.9899 | 35 | −0.6651 | 68 | −0.0199 |
| 3 | −0.9540 | 36 | −0.6543 | 69 | 0.0230 |
| 4 | −0.9315 | 37 | −0.6434 | 70 | 0.0686 |
| 5 | −0.9163 | 38 | −0.6322 | 71 | 0.1171 |
| 6 | −0.9049 | 39 | −0.6210 | 72 | 0.1686 |
| 7 | −0.8950 | 40 | −0.6096 | 73 | 0.2235 |
| 8 | −0.8864 | 41 | −0.5983 | 74 | 0.2819 |
| 9 | −0.8790 | 42 | −0.5868 | 75 | 0.3442 |
| 10 | −0.8725 | 43 | −0.5750 | 76 | 0.4107 |
| 11 | −0.8668 | 44 | −0.5629 | 77 | 0.4818 |
| 12 | −0.8615 | 45 | −0.5505 | 78 | 0.5579 |
| 13 | −0.8564 | 46 | −0.5377 | 79 | 0.6396 |
| 14 | −0.8515 | 47 | −0.5244 | 80 | 0.7276 |
| 15 | −0.8463 | 48 | −0.5107 | 81 | 0.8224 |
| 16 | −0.8399 | 49 | −0.4964 | 82 | 0.9250 |
| 17 | −0.8331 | 50 | −0.4815 | 83 | 1.0363 |
| 18 | −0.8259 | 51 | −0.4659 | 84 | 1.1575 |
| 19 | −0.8138 | 52 | −0.4496 | 85 | 1.2900 |
| 20 | −0.8104 | 53 | −0.4326 | 86 | 1.4352 |
| 21 | −0.8020 | 54 | −0.4146 | 87 | 1.5949 |
| 22 | −0.7932 | 55 | −0.3957 | 88 | 1.7711 |
| 23 | −0.7842 | 56 | −0.3758 | 89 | 1.9661 |
| 24 | −0.7749 | 57 | −0.3547 | 90 | 2.1825 |
| 25 | −0.7655 | 58 | −0.3324 | 91 | 2.4232 |
| 26 | −0.7560 | 59 | −0.3088 | 92 | 2.6914 |
| 27 | −0.7463 | 60 | −0.2838 | 93 | 2.9906 |
| 28 | −0.7366 | 61 | −0.2573 | 94 | 3.3249 |
| 29 | −0.7267 | 62 | −0.2292 | 95 | 3.6986 |
| 30 | −0.7166 | 63 | −0.1994 | 96 | 4.1165 |
| 31 | −0.7066 | 64 | −0.1677 | 97 | 4.5841 |
| 32 | −0.6964 | 65 | −0.1340 | 98 | 5.1073 |
| 33 | −0.6861 | 66 | −0.0983 | 99 | 5.6929 |

## CUADRO 282. VALOR LOGITO DEL COMPLEMENTO DE LA PROBABILIDAD DE SUPERVIVENCIA, 1 - *l(x)*, MODELO OESTE

| *Edad x* | *Logito de 1 - l(x)* | *Edad x* | *Logito de 1 - l(x)* | *Edad x* | *Logito de 1 - l(x)* |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | −1.2093 | 34 | −0.6793 | 67 | −0.0225 |
| 2 | −1.0951 | 35 | −0.6661 | 68 | 0.0154 |
| 3 | −1.0488 | 36 | −0.6527 | 69 | 0.0552 |
| 4 | −1.0198 | 37 | −0.6393 | 70 | 0.0973 |
| 5 | −0.9982 | 38 | −0.6258 | 71 | 0.1416 |
| 6 | −0.9850 | 39 | −0.6122 | 72 | 0.1884 |
| 7 | −0.9733 | 40 | −0.5985 | 73 | 0.2378 |
| 8 | −0.9628 | 41 | −0.5850 | 74 | 0.2901 |
| 9 | −0.9535 | 42 | −0.5712 | 75 | 0.3454 |
| 10 | −0.9449 | 43 | −0.5573 | 76 | 0.4039 |
| 11 | −0.9370 | 44 | −0.5430 | 77 | 0.4660 |
| 12 | −0.9294 | 45 | −0.5285 | 78 | 0.5320 |
| 13 | −0.9220 | 46 | −0.5136 | 79 | 0.6022 |
| 14 | −0.9146 | 47 | −0.4983 | 80 | 0.6770 |
| 15 | −0.9068 | 48 | −0.4825 | 81 | 0.7570 |
| 16 | −0.8975 | 49 | −0.4663 | 82 | 0.8426 |
| 17 | −0.8878 | 50 | −0.4495 | 83 | 0.9344 |
| 18 | −0.8775 | 51 | −0.4321 | 84 | 1.0332 |
| 19 | −0.8669 | 52 | −0.4141 | 85 | 1.1398 |
| 20 | −0.8558 | 53 | −0.3954 | 86 | 1.2551 |
| 21 | −0.8441 | 54 | −0.3760 | 87 | 1.3801 |
| 22 | −0.8321 | 55 | −0.3557 | 88 | 1.5161 |
| 23 | −0.8198 | 56 | −0.3346 | 89 | 1.6644 |
| 24 | −0.8073 | 57 | −0.3125 | 90 | 1.8265 |
| 25 | −0.7947 | 58 | −0.2894 | 91 | 2.0040 |
| 26 | −0.7822 | 59 | −0.2652 | 92 | 2.1989 |
| 27 | −0.7696 | 60 | −0.2398 | 93 | 2.4133 |
| 28 | −0.7596 | 61 | −0.2132 | 94 | 2.6494 |
| 29 | −0.7442 | 62 | −0.1852 | 95 | 2.9097 |
| 30 | −0.7313 | 63 | −0.1559 | 96 | 3.1971 |
| 31 | −0.7184 | 64 | −0.1250 | 97 | 3.5144 |
| 32 | −0.7055 | 65 | −0.0926 | 98 | 3.8651 |
| 33 | −0.6924 | 66 | −0.0584 | 99 | 4.2528 |

## *Anexo XII*

## GLOSARIO[a]

*Cambios de población debidos a migración:* suma de inmigrantes menos emigrantes durante un período especificado de tiempo. Puede también expresarse como una tasa dividiendo el cambio por los años-persona vividos por la población durante el mismo período.

*Cociente de edad:* cociente entre la población de un grupo dado de edad y el promedio de las poblaciones en los dos grupos de edad vecinos, multiplicado por 100.

*Cociente de supervivencia:* probabilidad de supervivencia entre una edad y otra: a menudo calculada para grupos de edad, en cuyo caso son cocientes de la función de años-persona vividos, ${}_nL_x$, en una "tabla de vida". También llamado "probabilidad de supervivencia".

*Cohorte:* grupo de personas que experimentaron la misma clase de acontecimientos durante un mismo período. Así, una cohorte por edad es un grupo de personas nacidas durante un período particular, y una cohorte por matrimonio es un grupo de personas que contrajeron matrimonio durante un determinado período. Los efectos de un conjunto dado de tasas de mortalidad o de fecunidad se ilustran a menudo aplicándolas a cohortes hipotéticas.

*Edad media de los solteros al contraer matrimonio (SMAM):* una medida de la edad media al primer matrimonio, derivada de un conjunto de proporciones de personas solteras en diferentes edades o en diferentes grupos de edad, calculada de ordinario por separado para varones y mujeres.

*Edad media de la procreación:* edad media en la que una "cohorte" de mujeres exenta de mortalidad da a luz a sus hijos de acuerdo a un conjunto de "tasas de fecundidad por edades".

*Edad media a la maternidad:* edad media de las madres de los hijos nacidos en una población durante un año. Esta medida incorpora los efectos de la mortalidad y de la distribución por edades.

*Edades reproductivas:* edades en que las mujeres son capaces de procrear hijos. En general el período reproductivo de la vida de una mujer va de los 15 a los 49 años o, algunas veces, los 44 años.

*Encuesta retrospectiva:* encuesta que obtiene información sobre acontecimientos demográficos que ocurrieron durante un determinado período anterior, que termina por lo general al momento de la encuesta.

*Esperanza de vida al nacer:* número medio de años que se espera viva un miembro de una "cohorte" de nacimientos si la cohorte estuviese sujeta a las condiciones de mortalidad expresadas por un determinado conjunto de "tasas de mortalidad por edades". Denotada por el símbolo $e_0$ en la notación de las "tablas de vida".

*Fecundidad acumulada:* una estimación del número promedio de hijos nacidos vivos de mujeres de cierta edad $x$, obtenida acumulando las "tasas de fecundidad por edades" hasta la edad $x$; también calculada a menudo para grupos de edad.

*Fecundidad de un período:* fecundidad experimentada durante un determinado período de tiempo por mujeres de todas las "cohortes" pertinentes de nacimientos o matrimonios; véase también "fecundidad de una cohorte".

*Fecundidad de una cohorte:* la fecundidad experimentada a lo largo del tiempo por un grupo de mujeres u hombres que forman una cohorte de nacimientos o matrimonios. El análisis de la fecundidad de una cohorte se contrasta con el de la "fecundidad de un período".

*Fecundidad global:* véase "tasa global de fecundidad".

*Fecundidad marital:* cualquier medida de fecundidad en la que los nacimientos (en el numerador) son alumbramientos de mujeres casadas y en la que el número de años-persona vividos (en el denominador) también corresponde a mujeres casadas. En algunos casos, la categoría de casadas incluye a personas en uniones consensuales.

*Fecundidad natural:* patrón por edades de la "fecundidad marital" observada en poblaciones que no usan anticonceptivos al no verse afectado el comportamiento reproductivo por el número de hijos ya nacidos.

*Hijos nacidos vivos:* número de todos los hijos nacidos vivos de una mujer particular; sinónimo de "paridez". En los usos demográficos, se excluyen específicamente los mortinatos.

*Historia de embarazos:* informe sobre el número y fechas de todos los embarazos experimentados por una mujer. Se registra también el resultado de cada embarazo: nacido vivo, mortinato, muerte fetal.

*Historia de la fecundidad:* es una "historia de la natalidad" o una "historia de embarazos".

*Historia de la natalidad:* informe sobre el número y fechas de todos los nacidos vivos de una mujer particular; véase también "historia de embarazos". Por lo general se registran asimismo el sexo de cada hijo, su supervivencia hasta la fecha de la entrevista, y, en su caso, la fecha de fallecimiento.

*Indice de masculinidad al nacer:* número de nacimientos masculinos por cada nacimiento femenino o nacimientos masculinos por 100 nacimientos femeninos.

*Indice de Myers:* índice de la preferencia de dígitos que consiste básicamente en sumar de modo sucesivo la población de edad terminada en cada dígito a lo largo de un tramo de edad, por lo general entre 10 y 89 años, y expresar el resultado como porcentaje de la población total, evitando el sesgo introducido por el hecho de que la población no se encuentra distribuida por igual entre todas las edades mediante la repetición de los cálculos 10 veces, una para cada dígito inicial, y el uso de promedios de los resultados. La diferencia entre el porcentaje medio de cada dígito y el valor esperado del 10% proporciona una medida de la preferencia o rechazo del dígito a lo largo del tramo de edad considerado.

*Indice de precisión edad/sexo de las Naciones Unidas:* un índice de la precisión en la declaración de la edad que se basa en las desviaciones respecto de la regularidad esperada del tamaño de la población y del índice de masculinidad, grupo de edad por grupo de edad. El índice se calcula como la suma de: *a*) la desviación media absoluta respecto de 100 de los cocientes de edad para varones; *b*) la desviación media absoluta respecto de 100 de los cocientes de edad para mujeres, y *c*) tres veces la media de la diferencia absoluta en los índices de masculinidad de un grupo de edad al siguiente. Las Naciones Unidas definen los datos clasificados por edad/sexo como "precisos", "imprecisos", o "muy imprecisos", según que el índice sea inferior a 20, esté comprendido entre 20 y 40, o sea superior a 40.

*Indice de Whipple:* una medida de la calidad de la declaración de la edad basada en el grado de preferencia por un dígito o dígitos particulares. El índice compara básicamente la población declarada en las edades terminadas en el dígito o dígitos preferidos con la población esperada suponiendo que la población es una función lineal de la edad. Para un determinado tramo de edad, por lo general entre 23 y 62 años, la población con edades terminadas en los dígitos preferidos se divide entre un décimo de la población total; el resultado se multiplica entonces por 100 y se divide entre el número de diferentes dígitos atractivos. Un valor de 100 indica la ausencia de preferencia por esos dígitos, mientras que valores por encima de 100 indican una preferencia positiva por ellos.

*Logito:* el logito de una proporción $p$ es $\frac{1}{2} \ln[p/(1-p)]$. Al ser una transformación que confiere carácter lineal, se ha propuesto el logito como base de un sistema de tablas de vida modelo en el que el logito de la probabilidad de morir a la edad $x$ ($_xq_0$) guarda relación

[a] Los términos entrecomillados figuran en el glosario.

lineal con el logito de una probabilidad standard de morir a la edad $x$ ($_xq_0^s$), de suerte que

$$logit\ (_xq_0) = \alpha + \beta[logit\ (_xq_0^s)]$$

donde $\alpha$ es una medida del nivel de mortalidad respecto del standard y $\beta$ es un parámetro que altera el patrón de la función standard de mortalidad.

*Mediana:* valor asociado con el miembro central de un conjunto ordenado por tamaño o cualquier otra característica cuantificable.

*Medias móviles:* promedio sucesivo de dos o más valores adyacentes de una serie con el fin de evitar fluctuaciones pronunciadas.

*Método de los hijos propios:* un refinamiento del procedimiento de "retroproyección" para estimar la fecundidad, con el que se obtienen estimaciones de las "tasas de fecundidad por edades" para el pasado reciente vinculando a las mujeres con sus propios hijos mediante información sobre relación de parentesco y otras características disponibles a partir de un censo o encuesta.

*Método P/F:* método para verificar la consistencia de la información sobre fecundidad de una encuesta. Se acumula la información sobre fecundidad reciente para obtener medidas que sean equivalentes a la paridez media. La fecundidad a lo largo de la vida en forma de la paridez media declarada por mujeres en los distintos grupos de edad, $P$, puede entonces compararse con los equivalentes de paridez, $F$, calculando el cociente $P/F$ para sucesivos grupos de edad. Si se cumplen ciertos supuestos sobre patrones de error, puede obtenerse una estimación mejorada de la fecundidad corrigiendo la fecundidad reciente para que concuerde con el nivel de fecundidad a lo largo de la vida declarado por las mujeres más jóvenes.

*Migración neta:* diferencia entre inmigración bruta y emigración bruta.

*Orden de nacimiento:* el número ordinal de determinado nacido vivo en relación con todos los nacidos vivos anteriores de la misma mujer (por ejemplo, 5 es el orden de nacimiento del quinto nacido vivo de la misma mujer).

*Paridez:* véase "hijos nacidos vivos".

*Paridez sintética:* la paridez media calculada para una cohorte hipotética expuesta indefinidamente a un conjunto de "tasas de fecundidad por edades".

*Patrón de fecundidad por edades:* distribución relativa de un conjunto de "tasas de fecundidad por edades". Expresa la contribución relativa de cada grupo de edad a la "fecundidad global".

*Población de derecho:* población enumerada sobre la base de la residencia normal, excluyendo a los visitantes temporales e incluyendo a los residentes temporalmente ausentes. Véase "población de hecho".

*Población de hecho:* población enumerada sobre la base de las personas presentes en un momento determinado, incluyendo a los visitantes temporales y excluyendo a los residentes temporalmente ausentes. Véase "población de derecho".

*Población estable:* una población expuesta durante mucho tiempo a tasas constantes de fecundidad y mortalidad, y cerrada a la migración, se caracteriza por una distribución fija por edad y una tasa constante de crecimiento.

*Población estacionaria:* una "población estable" que tiene una tasa de crecimiento cero, con números constantes de nacimientos y defunciones por año. Su estructura por edad está determinada por las tasas de mortalidad y es equivalente a la columna ($_nL_x$) de años-personas vividos de una "tabla de vida" convencional.

*Preferencia de dígitos:* tendencia de enumeradores o informantes a declarar ciertas edades en lugar de otras; también llamado preferencia de edades o "preferencia de dígitos". Está extendida la preferencia por edades terminadas en cero o cinco.

*Probabilidad de supervivencia:* véase "cociente de supervivencia".

*Proyección parcial:* procedimiento para estimar la distribución por edades en alguna fecha ulterior proyectando hacia adelante una distribución por edades observada. El procedimiento usa "cocientes de supervivencia", obtenidos a menudo de "tablas de vida modelo". El procedimiento es básicamente una forma de proyección de la población sin la introducción de nuevas entradas (nacimientos) en la población.

*Radical de la tabla:* "cohorte" hipotética de nacimientos de una "tabla de vida". Sus valores usuales son 1, 1.000 y 100.000.

*Retroproyección:* técnica para estimar la población en un momento anterior a partir de una población observada, contando a aquellos miembros de la población que habrían muerto de cumplirse las condiciones observadas o supuestas de mortalidad. Se usa como método para estimar la fecundidad calculando a partir del número observado de supervivientes de una edad dada $x$ el número esperado de nacimientos que ocurrieron $x$ años antes. (En situaciones en que tanto la fecundidad como la mortalidad se conozcan o puedan estimarse de modo fidedigno, cabe usar la retroproyección para estimar la migración.)

*Robustez:* una característica de las estimaciones que no se ven seriamente afectadas por desviaciones respecto de los supuestos en que se basa el procedimiento de estimación.

*Sistema de registro dual:* véase "técnica de Chandrasekaran-Deming".

*Tabla de vida:* enumeración del número de supervivientes en diferentes edades (hasta la edad más alta alcanzada) en una "cohorte" hipotética sujeta desde el nacimiento a un determinado conjunto de "tasas de mortalidad por edades". Las tasas son de ordinario las observadas en una población dada durante un determinado período de tiempo. Los supervivientes del "radical de la tabla" hasta la edad $x$ se denotan generalmente por $l(x)$. Las tabulaciones que acompañan de ordinario a una tabla de vida comprenden otros rasgos de la experiencia de la cohorte: su esperanza de vida en cada edad $x$ denotada por $e_x$; la probabilidad de morir entre la edad $x$ y la $x + n$, denotada por $_nq_x$; los años-persona vividos por la cohorte hipotética entre la edad $x$ y la edad $x + n$, denotados por $_nL_x$ (también equivalentes a la población de edad $x$ a $x + n$ en una "población estacionaria" experimentando un número de nacimientos cada año igual al radical de la tabla de vida); y los años-persona vividos por la cohorte hipotética a partir de la edad $x$, denotados por $T(x)$.

*Tabla de vida modelo:* expresión de la experiencia típica de mortalidad derivada de un grupo de "tablas de vida" observadas.

*Tasa bruta de mortalidad:* número de defunciones en una población durante un período especificado dividido entre el número de años-persona vividos por la población durante el mismo período. Se expresa frecuentemente en defunciones por 1.000 habitantes. La tasa bruta de mortalidad para un año se calcula de ordinario como el número de defunciones durante el año dividido entre la población a mediados de año.

*Tasa bruta de natalidad:* número de nacimientos en una población durante un período especificado dividido entre el número de años-persona vividos por la población durante el mismo período. Se expresa frecuentemente en nacimientos por 1.000 habitantes. La tasa bruta de natalidad para un año se calcula de ordinario como el número de nacimientos durante el año dividido entre la población a mediados de año.

*Tasa bruta de reproducción:* número medio de hijas que tendría una mujer si sobreviviese hasta el final de su vida reproductiva y si, durante ella, estuviese sujeta a un conjunto dado de "tasas de fecundidad por edades" y a un "índice de masculinidad al nacer" dados. Este número es una medida de la fecundidad necesaria para el reemplazo en ausencia de mortalidad.

*Tasa de crecimiento:* el incremento o disminución de una población en un período dividido entre el número de años-persona vividos por la población durante el mismo período. El incremento de una población es el resultado de un exceso (o déficit) de nacimientos sobre defunciones y de inmigrantes sobre emigrantes. (El incremento anual se expresa a menudo como una fracción de la población total a comienzos de año, pero esta convención tiene el inconveniente de no estar apropiadamente definida para un intervalo de cinco años y de ser distinta de la diferencia entre la tasa de natalidad y la tasa de mortalidad incluso en ausencia de migración). Véase también "Tasa de incremento natural".

*Tasas de fecundidad por edad:* número de alumbramientos durante un período específico de mujeres de una determinada edad o grupo de edad, dividido entre el número de años-persona vividos durante este período por mujeres de esa edad o grupo de edad. Cuando se calculan tasas de fecundidad por edades para un año calendario, se divide de ordinario el número de alumbramientos de mujeres de la

edad específica entre la población a mediados de año de mujeres de esa edad.

*Tasa global de fecundidad:* número medio de hijos que tendría cada mujer si todas las mujeres viviesen hasta el final de sus años reproductivos y tuviesen hijos de acuerdo a un conjunto dado de "tasas de fecundidad por edad"; también denominado fecundidad global. Se usa frecuentemente para estimar las consecuencias de la procreación según las tasas observadas.

*Tasa de incremento natural:* diferencia entre los nacimientos y las defunciones ocurridos durante un período dado dividida entre el número de años-persona vividos por la población durante ese mismo período. Esta tasa, que excluye específicamente los cambios debidos a la migración, es la diferencia entre la "tasa de natalidad" y la "tasa bruta de mortalidad".

*Tasa de migración:* número de migrantes durante un período especificado dividido entre los años-persona vividos por la población expuesta a la migración. Véase también "Cambios de población debidos a migración".

*Tasa de mortalidad:* véase "tasa bruta de mortalidad".

*Tasa de mortalidad infantil:* número de defunciones de niños menores de un año entre el número de nacimientos ocurridos en el mismo año; también usada en un sentido más riguroso para significar el número de defunciones que ocurrirían por debajo de un año de edad en una "tabla de vida" con "radical" 1.000, en cuyo caso se denota por el símbolo ${}_1q_0$.

*Tasas de mortalidad por edad:* número de defunciones ocurridas durante un período dado a personas (de ordinario especificadas por sexo) de una edad o grupo de edad determinados, dividido entre el número de años-persona vividos durante ese período por las personas de esa edad o grupo de edad. Cuando se calcula una tasa de mortalidad por edades para un año de calendario, se divide de ordinario el número de defunciones de personas de la edad de que se trate entre la población a mediados de año de personas de esa edad. Las tasas de mortalidad por edades se denotan generalmente por ${}_nM_x$, tasa anual de mortalidad de personas de la edad $x$ a $x + n$.

*Tasa de natalidad:* véase "Tasa bruta de natalidad".

*Tasa general de fecundidad:* cociente del número de nacidos vivos en un período con respecto al número de años-persona vividos por mujeres en "edades reproductivas" durante el período. La tasa general de fecundidad para un año se calcula de ordinario como el número de nacimientos dividido entre el número de mujeres en edades reproductivas a mediados de año.

*Tasa neta de reproducción:* número medio de hijas nacidas vivas por mujer en una "cohorte" sujeta a un conjunto dado de "tasas de fecundidad por edades", un conjunto dado de "tasas de mortalidad por edades" y un "índice de masculinidad al nacer" dado. Esta tasa mide la fecundidad necesaria para el reemplazo bajo determinadas condiciones de fecundidad y mortalidad: se trata del cociente de hijas respecto de madres, suponiendo que continúan las condiciones especificadas de fecundidad y mortalidad.

*Tasa parcial de mortalidad:* proporción dela población que deja (es decir, que muere) dentro de una categoría dada de edad en un año. Véase "Tasa parcial de natalidad".

*Tasa parcial de natalidad:* proporción de la población que entra (esto es, que "nace") en una categoría dada de edad en un año. Las categorías de edad usadas son normalmente intervalos abiertos; así, la tasa parcial de natalidad $x+$ designa la proporción de la población que alcanza los $x$ años en un año dado.

*Técnica de Chandrasekaran-Deming:* procedimiento para estimar la cobertura de dos sistemas independientes que recogen información sobre eventos demográficos, basado en el supuesto de que la probabilidad de que quede registrado un evento por un sistema es independiente de que sea registrado por el otro. Los eventos registrados por los dos sistemas son apareados para establecer $M$, número de eventos registrados por ambos; $U_1$, número registrado sólo por el sistema 1; y $U_2$, número registrado sólo por el sistema 2. La fórmula de Chandrasekaran-Deming estima entonces los acontecimientos totales, $N$, como

$$\hat{N} = M + U_1 + U_2 + U_1U_2/M.$$

*Tipificación o standarización de la edad:* procedimiento de ajuste de tasas brutas (de natalidad, mortalidad u otras) encaminado a reducir el efecto de las diferencias en la estructura por edades cuando se comparan tasas para diferentes poblaciones.

## كيفية الحصول على منشورات الامم المتحدة

يمكن الحصول على منشورات الامم المتحدة من المكتبات ودور التوزيع في جميع انحاء العالم . استعلم عنها من المكتبة التي تتعامل معها أو اكتب الى : الامم المتحدة ،قسم البيع في نيويورك او في جنيف .

**如何购取联合国出版物**

联合国出版物在全世界各地的书店和经售处均有发售。请向书店询问或写信到纽约或日内瓦的联合国销售组。

## HOW TO OBTAIN UNITED NATIONS PUBLICATIONS

United Nations publications may be obtained from bookstores and distributors throughout the world. Consult your bookstore or write to: United Nations, Sales Section, New York or Geneva.

## COMMENT SE PROCURER LES PUBLICATIONS DES NATIONS UNIES

Les publications des Nations Unies sont en vente dans les librairies et les agences dépositaires du monde entier. Informez-vous auprès de votre libraire ou adressez-vous à : Nations Unies, Section des ventes, New York ou Genève.

## КАК ПОЛУЧИТЬ ИЗДАНИЯ ОРГАНИЗАЦИИ ОБЪЕДИНЕННЫХ НАЦИЙ

Издания Организации Объединенных Наций можно купить в книжных магазинах и агентствах во всех районах мира. Наводите справки об изданиях в вашем книжном магазине или пишите по адресу: Организация Объединенных Наций, Секция по продаже изданий, Нью-Йорк или Женева.

## COMO CONSEGUIR PUBLICACIONES DE LAS NACIONES UNIDAS

Las publicaciones de las Naciones Unidas están en venta en librerías y casas distribuidoras en todas partes del mundo. Consulte a su librero o diríjase a: Naciones Unidas, Sección de Ventas, Nueva York o Ginebra.

Litho in United Nations, New York
41162—January 1986—1,425

03200

United Nations publication
Sales No. S.83.XIII.2
ST/ESA/SER.A/81