MANUEL X

TECHNIQUES INDIRECTES D'ESTIMATION DÉMOGRAPHIQUE



NATIONS UNIES

PUBLICATIONS DÉMOGRAPHIQUES DES NATIONS UNIES

LISTE SÉLECTIVE, AVRIL 1982

Etudes sur les tendances et les problèmes démographiques

Causes et conséquences de l'évolution démographique : nouveau compendium de conclusions relatives à l'interaction des facteurs démographiques, économiques et sociaux (volume I). Anglais, espagnol, français, russe. ST/SOA/Ser.A/50. Numéro de vente : 71.XIII.5. Volume II : *Index and Bibliography*. Anglais seulement. 155 p., 9 dollars. ST/SOA/Ser.A/50/Add.1. Numéro de vente : 71.XIII.6.

**Le vieillissement des populations et ses conséquences économiques et sociales*. Etude et analyse du vieillissement et de ses conséquences dans le monde. Anglais, français, 168 p., 1,75 dollar. ST/SOA/Ser.A/26. Numéro de vente : 56.XIII.6.

**Tendances récentes de la fécondité dans les pays industrialisés*. Analyse comparée de la recrudescence de la natalité dans divers pays pendant et après la seconde guerre mondiale. Anglais et français. 192 p., 2 dollars. ST/SOA/Ser.A/27. Numéro de vente : 57.XIII.2.

**The Mysore Population Study*. Rapport d'une mission d'enquête sur l'interdépendance des facteurs démographiques, économiques et sociaux dans l'Etat de Mysore (Inde). Anglais, 443 p., 4,50 dollars. ST/SOA/Ser.A/34. Numéro de vente : 61.XIII.3.

**Accroissement de la population et main-d'œuvre aux Philippines*. Etude effectuée en coopération avec le Gouvernement des Philippines. Anglais, espagnol, français. 84 p., 1 dollar. ST/SOA/Ser.A/32. Numéro de vente : 61.XIII.2.

**Aspects démographiques de la main-d'œuvre. La participation à l'activité économique selon l'âge et le sexe*. Anglais, espagnol, français. 86 p., 1 dollar. ST/SOA/Ser.A/33. Numéro de vente : 61.XIII.4.

La croissance démographique et la main-d'œuvre au Soudan. Etude sur les problèmes de population et de main-d'œuvre effectuée en commun avec le Gouvernement soudanais. Anglais, espagnol, français. 180 p., 2 dollars. ST/SOA/Ser.A/37. Numéro de vente : 64.XIII.5.

Mesures, politiques et programmes affectant la fécondité, considérés plus particulièrement du point de vue des programmes nationaux de planification de la famille. Anglais, espagnol, français, russe. 180 p., 3 dollars. ST/SOA/Ser.A/51. Numéro de vente : 72.XIII.2.

La fécondité et la planification familiale en Europe aux environs de 1970 : étude comparative de douze enquêtes nationales. Anglais, espagnol, français, russe. 198 p., 7 dollars. ST/ESA/Ser.A/58. Numéro de vente : 76.XIII.2.

Niveaux et tendances de la fécondité dans le monde, 1950–1970. Anglais, espagnol, français. 369 p., 19 dollars. ST/ESA/Ser.A/59. Numéro de vente : 77.XIII.2.

Tendances et caractéristiques des migrations internationales depuis 1950. Anglais, espagnol, français. 176 p., 12 dollars. ST/ESA/Ser.A/64. Numéro de vente : 78.XIII.5.

Demographic Transition and Socio-Economic Development. Anglais seulement. 153 p., 10 dollars. ST/ESA/Ser.A/65. Numéro de vente : 79.XIII.2.

Modes d'accroissement de la population urbaine et rurale. Anglais, espagnol, français. 197 p., 13 dollars. ST/ESA/Ser.A/68. Numéro de vente : 79.XIII.9.

Facteurs qui exercent une influence sur l'emploi et le non-emploi de méthodes de contraception. 123 p., 9 dollars. ST/ESA/Ser.A/69. Numéro de vente : 79.XIII.6.

World Population Trends and Policies: 1979 Monitoring Report. Anglais seulement. *Volume I : Population Trends*. 233 p., 16 dollars. ST/ESA/Ser.A/70. Numéro de vente : 79.XIII.4. *Volume II : Population Policies*. 143 p., 11 dollars. ST/ESA/Ser.A/70/Add.1. Numéro de vente : 79.XIII.5.

Examen et évaluation du plan d'action mondial sur la population. Anglais, espagnol, français. 60 p., 4,50 dollars. ST/ESA/Ser.A/71. Numéro de vente : 79.XIII.7.

Aperçu de la situation démographique dans le monde en 1979 : conditions, tendances, perspectives, politiques. Anglais, espagnol, français. 138 p., 7 dollars. ST/ESA/Ser.A/72. Numéro de vente : 80.XIII.4.

Levels and Trends of Mortality Since 1950. Anglais. Espagnol, français sous presse. 190 p., 15 dollars. ST/ESA/Ser.A/74. Numéro de vente : 81.XIII.3.

Population Distribution Policies in Development Planning. Anglais seulement. 241 p., 16 dollars. ST/ESA/Ser.A/75. Numéro de vente : 81.XIII.5.

Rapports sur les méthodes d'analyse et de projections démographiques

**Schémas de variation de la mortalité selon l'âge et le sexe. Tables types de mortalité pour les pays sous-développés*. Anglais, espagnol, français. 40 p., 40 cents. ST/SOA/Ser.A/22. Numéro de vente : 55.XIII.9.

Premier manuel : Méthodes d'estimation de la population à une date actuelle. Anglais, espagnol, français. 54 p., 75 cents. ST/SOA/Ser.A/10. Numéro de vente : 52.XIII.5. (Disponible également en russe, tirage non destiné à la vente.)

Deuxième manuel : Evaluation de la qualité des statistiques de base utilisées pour les estimations de la population. Anglais, espagnol, français. 80 p., 70 cents. ST/SOA/Ser.A/23. Numéro de vente : 56.XIII.2. (Disponible également en russe, tirage non destiné à la vente.)

Troisième manuel : Méthodes de projections démographiques par sexe et par âge. Anglais, espagnol, français. 85 p., 1,50 dollar. ST/SOA/Ser.A/25. Numéro de vente : 56.XIII.3. (Disponible également en russe, tirage non destiné à la vente.)

Quatrième manuel : Méthodes permettant d'estimer les mesures démographiques fondamentales à partir de données incomplètes. Anglais, espagnol, français, russe. 135 p., 2 dollars. ST/SOA/Ser.A/42. Numéro de vente : 67.XIII.2.

Programmes nationaux d'analyse des résultats des recensements de population considérés comme un instrument de planification et d'élaboration d'une politique. Etude ayant pour objet d'aider les gouvernements à utiliser les données de recensements aux fins de la planification économique et sociale et de l'élaboration d'une politique. Anglais, espagnol, français. 78 p., 1 dollar. ST/SOA/Ser.A/36. Numéro de vente : 64.XIII.4. (Disponible également en russe, tirage non destiné à la vente.)

Principes généraux concernant les programmes nationaux de projections démographiques considérés comme un instrument de la planification du développement. Principes directeurs pour l'établissement des programmes nationaux de projections démographiques visant à faciliter la définition des politiques et la formulation des plans de développement économique et social. Anglais, espagnol, français. 63 p., 75 cents. ST/SOA/Ser.A/38. Numéro de vente : 65.XIII.2. (Disponible également en russe, tirage non destiné à la vente.)

Le concept de population stable : application à l'étude des populations des pays ne disposant pas de bonnes statistiques démographiques. Etude technique concernant les caractéristiques des populations stables, semi-stables et quasi stables et leurs applications dans l'analyse des données démographiques des pays qui manquent de statistiques fiables. Anglais, espagnol, français. 235 p., 3,50 dollars. ST/SOA/Ser.A/39. Numéro de vente : 65.XIII.3.

Méthodes d'analyse des activités économiques de la population à partir des recensements. Anglais, espagnol, français et russe. 143 p., 2,50 dollars. ST/SOA/Ser.A/43. Numéro de vente : F.69.XIII.2.

Variables et questionnaire pour des études comparées de la fécondité. Anglais, espagnol, français et russe. 104 p., 2 dollars. ST/SOA/Ser.A/45. Numéro de vente : F.69.XIII.4.

Cinquième manuel : Méthodes de projection de la population économiquement active. Anglais, espagnol, français et russe. 132 p., 1,50 dollar. ST/SOA/Ser.A/46. Numéro de vente : F.70.XIII.2.

Sixième manuel : Méthodes de mesure de la migration interne. Anglais, espagnol, français et russe. 86 p., 1,50 dollar. ST/SOA/Ser.A/47. Numéro de vente : 70.XIII.3.

(Suite en page 3 de couverture.)

*Epuisé. Disponible dans les bibliothèques dépositaires et autres recevant les documents et publications des Nations Unies

ST/ESA/SER.A/81

Département des affaires économiques et sociales internationales
ÉTUDES DÉMOGRAPHIQUES, Nº 81

MANUEL X

TECHNIQUES INDIRECTES D'ESTIMATION DÉMOGRAPHIQUE

Rédigé en collaboration par la Division de la population au Département des affaires économiques et sociales internationales du Secrétariat des Nations Unies et par le Comité de la population et de la démographie du Conseil national de la recherche, Académie nationale des sciences des Etats-Unis d'Amérique

NATIONS UNIES
New York, 1984

NOTE

Les désignations utilisées dans le présent rapport et la présentation des données qui y figurent n'impliquent de la part de l'Organisation des Nations Unies aucune prise de position quant au statut juridique de tel ou tel pays, territoire, ville ou zone ou de ses autorités et quant au tracé de ses frontières.

Les expressions "économie développée" et "économie en développement" ne servent que pour leur commodité statistique, sans nécessairement exprimer un jugement sur le stade atteint par tel pays ou telle zone dans le cours de son développement.

Le terme "pays" utilisé dans le texte s'applique aussi, le cas échéant, aux territoires ou zones.

Les opinions exprimées dans cette publication n'engagent que la responsabilité de leurs auteurs et n'impliquent pas de prise de position de la part du Secrétariat de l'Organisation des Nations Unies.

La présente publication a été préparée et compilée conformément aux pratiques et conditions des Nations Unies.

Les cotes des documents de l'Organisation des Nations Unies se composent de lettres majuscules et de chiffres. La simple mention d'une cote dans un texte signifie qu'il s'agit d'un document de l'Organisation.

Cette publication a bénéficié d'une participation financière du Fonds des Nations Unies pour les activités en matière de population

ST/ESA/SER.A/81

PUBLICATION DES NATIONS UNIES

Numéro de vente : F.83.XIII.2

03200

AVANT-PROPOS

La Division de la population, au Département des affaires économiques et sociales internationales des Nations Unies, s'occupe depuis plus de 30 ans de la mesure des phénomènes démographiques. Son programme de recherche a été conçu pour améliorer la collecte, l'analyse et la compréhension des données concernant les tendances et politiques démographiques, et ses études analytiques sur la mortalité, la fécondité, l'urbanisation et la composition de la population ont largement servi tant aux gouvernements qu'aux hommes de science.

La Division a publié une série de manuels techniques, où sont exposées des méthodes d'analyse, ainsi que des estimations et projections démographiques nécessaires aux politiques économiques et sociales. Ces manuels traitent des méthodes d'estimation de la population globale aux dates les plus récentes, avec évaluation qualitative des données de base pour les estimations démographiques, projection de la population par sexe et par âge, estimation des mesures démographiques de base tirées de données incomplètes, projection de la population économiquement active, mesure des migrations internes et projection des ménages et des familles. Les deux plus récents de ces manuels sont le huitième et le neuvième, intitulés, respectivement, *Méthodes de projection des populations urbaine et rurale*[1] et *Méthodologie des mesures de l'effet exercé sur la fécondité par les programmes de planification de la famille*[2].

Au cours des années 60, maints gouvernements ont pris de plus en plus conscience des conséquences qu'un mouvement démographique sans précédent entraînait pour le développement économique et social et ont commencé à envisager des mesures destinées à modérer la croissance de la population. Toutefois, on manquait de données démographiques appropriées, notamment dans les pays en développement. Constatant qu'un large écart séparait les renseignements quantitatifs sur les populations, d'une part, le volume et la qualité des données effectivement disponibles, d'autre part, la Commission de la population, lors de sa douzième session en 1963, a recommandé de préparer un manuel sur les méthodes d'estimation des mesures démographiques fondamentales à partir de données incomplètes, tant était évident le besoin d'un manuel qui permettrait au démographe et au statisticien de tirer le maximum de renseignements fiables des données fournies par un recensement ou une enquête démographique. A la demande des Nations Unies, Ansley J. Coale et Paul Demeny, assistés de R. D. Esten, Erna Härm et S. B. Mukherjee, ont préparé le *Manuel IV: Méthodes permettant d'estimer les mesures démographiques fondamentales à partir de données incomplètes*[3], publié en 1967. Les démographes et statisticiens du monde entier en ont bientôt reconnu l'importance et l'utilité. Ce manuel a été réimprimé en 1969 et en 1978 pour répondre à de nombreuses demandes.

Depuis sa publication, nombre de nouvelles techniques d'estimation des niveaux et tendances de la fécondité et de la mortalité ont été mises au point et bien des méthodes précédentes ont été perfectionnées. A sa dix-neuvième session, en 1977, la Commission de la population a recommandé de réviser ce manuel compte tenu des progrès réalisés sur le plan des méthodes et de l'évolution de la situation démographique au cours des dernières années[4]. Comme cette révision était déjà en cours au titre d'un projet lancé par le Comité de la population et de la démographie de l'Institut des sciences du comportement et de la société du Conseil national de la recherche, Académie nationale des sciences des Etats-Unis d'Amérique, on a décidé qu'on suivrait au mieux les recommandations de la Commission de la population par l'élaboration conjointe du présent manuel.

Le Comité de la population et de la démographie a été créé en avril 1977 sous l'égide de l'Institut des sciences du comportement et de la société du Conseil national de la recherche. Financé par l'Agence du développement international aux Etats-Unis, le Comité a entrepris trois grandes tâches : *a*) évaluer la documentation disponible et préparer des estimations des niveaux et tendances de la fécondité et de la mortalité dans certains pays en développement; *b*) améliorer les techniques d'estimation de la fécondité et de la mortalité quand on ne dispose que de données incomplètes ou impropres (y compris techniques de collecte des données); et *c*) évaluer les facteurs dont dépendent les mouvements des taux de natalité dans les pays en développement.

Pour exécuter sa première tâche, le Comité s'est consacré à une appréciation soigneuse, par comparaison interne et externe, et à une analyse approfondie, par application des plus sûres méthodes connues, de toutes les sources de données disponibles. Chacune de ses études par pays a donc consisté à appliquer une série de méthodes à un certain nombre d'ensembles de données. De là ont été tirées les meilleures estimations des niveaux et des récentes tendances en fonction de leur concordance et de leur plausibilité, ainsi que de la robustesse des méthodes permettant de les obtenir. Plusieurs rapports ont été publiés sur les niveaux et les tendances de la fécondité et de la mortalité dans les pays donnés[5].

La deuxième tâche du Comité, à savoir perfectionner la méthodologie, est apparue comme le résultat connexe de

[1] Publication des Nations Unies, numéro de vente : F.74.XIII.3.
[2] Publication des Nations Unies, numéro de vente : F.78.XIII.8.
[3] Publication des Nations Unies, numéro de vente : F.67.XIII.2.
[4] *Documents officiels du Conseil économique et social, soixante-deuxième session, Supplément n° 4*, par. 186.
[5] Disponibles à la National Academy Press, 2101 Constitution Avenue, N. W., Washington, D. C., 20418, United States of America.

la première. L'application de méthodes déterminées à de nombreux ensembles différents de données provenant de plusieurs pays et se rapportant à des périodes variées devait inévitablement fournir de précieux renseignements sur l'utilisation pratique de ces méthodes. Certains ensembles de données pouvaient aussi exiger la mise au point d'une méthodologie nouvelle ou le perfectionnement des techniques existantes.

Le présent Manuel X tire son origine de la première tâche du Comité, mais il s'est grossi de la présentation des développements méthodologiques résultant du travail que le Comité a consacré à sa deuxième tâche. Alors que ce comité envisageait de constituer des groupes pour préparer les études par pays, il a constaté qu'une bonne partie de l'intéressant travail méthodologique réalisé au cours de la décennie précédente se trouvait dispersée dans des publications techniques, parfois difficiles à obtenir. Pour faciliter le travail d'estimation de ces groupes, il a donc décidé qu'il serait bon d'avoir un manuel traitant des méthodes analytiques les plus récentes. A mesure que sa tâche avançait, plusieurs méthodes nouvelles étaient élaborées, tandis qu'un certain nombre des méthodes existantes faisaient l'objet de perfectionnement. Etant donné l'œuvre des Nations Unies dans ce domaine, on a décidé que le présent *Manuel* ne se bornerait pas à offrir un simple outil de préparation des études par pays, mais prendrait la forme d'un manuel d'estimation démographique complet et à jour, qui serait élaboré avec le concours de la Division de la population au Département des affaires économiques et sociales internationales du Secrétariat des Nations Unies.

Le projet qui a abouti au présent rapport a été approuvé par le Conseil d'administration du Conseil national de la recherche, dont les membres viennent des conseils de l'Académie nationale des sciences, de l'Académie nationale des techniques et de l'Institut de médecine. Les membres du Comité chargés du rapport ont été choisis pour leurs compétences particulières et de façon à réaliser un équilibre approprié. Le rapport a été revu par un groupe ne comprenant aucun de ses auteurs, selon des règles approuvées par un comité formé des membres des Académies et de l'Institut susmentionnés.

L'Organisation des Nations Unies souhaite remercier Kenneth Hill et Hania Zlotnik, membres du personnel du Comité, ainsi que James Trussell, du Bureau de recherche démographique à l'Université de Princeton, qui ont écrit le présent *Manuel*. Hania Zlotnik a également dressé les programmes d'ordinateur destinés à appliquer certaines des techniques qui sont décrites. Ces programmes figurent dans un autre volume intitulé *Computer Programs for Demographic Estimation: A User's Guide*[6].

L'Organisation des Nations Unies souhaite aussi remercier les membres du Comité de la population et de la démographie pour leur contribution à cette importante étude : Ansley J. Coale (président), Bureau de recherche démographique, Université de Princeton; William Brass, Centre d'études démographiques, London School of Hygiene and Tropical Medicine; Lee-Jay Cho, Institut démographique Est-Ouest, East-West Center, Honolulu; Ronald Freedman, Centre d'études démographiques, Université du Michigan; Nathan Keyfitz, Département de sociologie, Université de Harvard; Leslie Kish, Institut de recherche sociale, Université du Michigan; W. Parker Mauldin, Division de la population, Fondation Rockefeller; Jane Menken, Bureau de recherche démographique, Université de Princeton; Samuel Preston, Centre d'études démographiques, Université de Pennsylvanie; William Seltzer, Bureau de statistique des Nations Unies; Conrad Taeuber, Institut Kennedy, Centre de recherche démographique, Université de Georgetown; Etienne van de Walle, Centre d'études démographiques, Université de Pennsylvanie; Robert J. Lapham, directeur d'études.

Que soit remercié aussi le Fonds des Nations Unies pour les activités en matière de population, dont la participation financière a permis de publier le présent *Manuel*.

[6]Report No. 11 of the Committee on Population and Demography; disponible à la National Academy Press.

TABLE DES MATIÈRES

Pages

Avant-propos iii
Notes explicatives xxvii
Introduction 1
A. — Origines et portée du présent *Manuel* 1
B. — Définition des techniques indirectes d'estimation démographique 2
C. — Nécessité de l'estimation indirecte 2
D. — Evolution de l'estimation indirecte et contenu du *Manuel* 2
E. — Emploi du *Manuel* 5
F. — Définitions et conventions 7

Chapitres

I. — Modèles démographiques 11
A. — Généralités 11
B. — Modèles de mortalité : tables types de mortalité 12
1. Tables types de mortalité des Nations Unies 12
2. Tables régionales types de mortalité de Coale et Demeny 12
3. Tables types de mortalité : le système Ledermann 16
4. Le système logit de Brass 17
5. Tables types de mortalité établies par les Nations Unies pour les pays en développement 18
C. — Populations stables types 21
D. — Modèles de nuptialité 22
E. — Modèles de fécondité 23
1. Modèle Coale-Trussell 23
2. Modèle gompertzien de Brass 25
II. — Estimation de la fécondité à partir de renseignements sur les enfants nés vivants 27
A. — Fondement des méthodes 27
1. Nature des renseignements sur les enfants nés vivants 27
2. Erreurs typiques entachant les données sur les enfants nés vivants 28
3. Disposition du présent chapitre 29
B. — Méthodes du type Brass, fondées sur la comparaison des taux de fécondité par période et des parités moyennes déclarées 31
1. Description générale de ces méthodes 31
2. Méthode du quotient *P/F* fondée sur des données concernant toutes les naissances 33
a) Base et principe de la méthode 33
b) Données requises 33
c) Procédé de calcul 33
d) Exemple détaillé 36
3. Comparaison de la fécondité selon les premières naissances et de la proportion déclarée des mères 38
a) Base et principe de la méthode 38
b) Données requises 39
c) Procédé de calcul 39
d) Exemple détaillé 40
4. Comparaison des taux de fécondité pour la période avec les parités moyennes d'une cohorte hypothétique 41
a) Base et principe de la méthode 41
b) Données requises 42
c) Procédé de calcul 42
d) Exemple détaillé 43

5. Comparaison de la moyenne des naissances enregistrées pour une cohorte féminine avec sa parité moyenne déclarée 46
a) Base et principe de la méthode 46
b) Données requises 47
c) Procédé de calcul 47
d) Exemple détaillé 49
6. Comparaison par cohorte de la fécondité enregistrée entre deux recensements et de l'accroissement de parité 56
a) Base et principe de la méthode 56
b) Données requises 56
c) Procédé de calcul 56
d) Exemple détaillé 57
C. — Estimation de la fécondité par âge à partir de l'augmentation des parités de cohorte entre deux enquêtes 59
1. Base et principe de la méthode 59
2. Estimation de la fécondité par l'augmentation des parités de cohorte entre deux enquêtes 60
a) Données requises 60
b) Procédé de calcul 60
c) Exemples détaillés 61
D. — Estimation de la fécondité à partir de renseignements sur les enfants nés vivants classés par durée du mariage 65
1. Base et principe des méthodes 65
2. Estimation du niveau de fécondité naturelle d'après la parité déclarée par durée du mariage 67
a) Données requises 67
b) Procédé de calcul 67
c) Exemple détaillé 68
3. Comparaison des taux de fécondité par durée et période avec les parités moyennes par groupe de durée 70
a) Données requises 70
b) Procédé de calcul 70
c) Exemple détaillé 71
III. — Estimation de la mortalité juvénile à partir de renseignements sur les enfants nés vivants et survivants 73
A. — Fondement des méthodes 73
1. Emploi des données sur la survie des enfants 73
2. Disposition du présent chapitre 75
B. — Estimation des taux de mortalité juvénile avec des données classées par âge 76
1. Données requises 76
2. Procédé de calcul 77
3. Exemple détaillé 78
4. Observations sur l'exemple détaillé 81
C. — Estimation de la mortalité juvénile avec des données classées par durée du mariage 82
1. Données requises 82
2. Procédé de calcul 82
3. Exemple détaillé 82
4. Observations sur l'exemple détaillé 86
D. — Estimation de la mortalité juvénile intercensitaire avec des données sur une cohorte intercensitaire hypothétique 86
1. Données requises 86
2. Procédé de calcul 86
3. Exemple détaillé 88
4. Observations sur l'exemple détaillé 89
E. — Estimation de la mortalité juvénile connaissant la fécondité effective de cohortes réelles 91
1. Base et principe de la méthode 91

2. Données requises 91
3. Procédé de calcul 91
4. Exemples détaillés 94
a) Thaïlande, 1970-1975 94
b) Brésil, 1960-1970 95
IV. — Estimation des probabilités de survie adulte à partir de renseignements sur l'orphelinage et le veuvage 98
A. — Fondement des méthodes 98
1. Nature et emploi des données indirectes sur la mortalité adulte 98
2. Disposition du présent chapitre 99
B. — Estimation de la survie adulte conditionnelle 101
1. Caractères généraux 101
2. Estimation de la survie adulte par la proportion des non-orphelins 101
a) Base et principe de la méthode 101
b) Méthode de Brass 102
i) Données requises 102
ii) Procédé de calcul 102
iii) Exemple détaillé 105
c) Méthode de l'équation ajustée par régression 107
i) Données requises 107
ii) Procédé de calcul 108
iii) Exemple détaillé 108
d) Utilisation de données provenant de deux enquêtes 109
i) Données requises 109
ii) Procédé de calcul 110
iii) Exemple détaillé 110
3. Estimation de la survie adulte par la proportion du veuvage 111
a) Base et principe de la méthode 111
b) Données sur le veuvage classées par âge 112
i) Données requises 112
ii) Procédé de calcul 112
iii) Exemple détaillé 113
c) Données sur le veuvage classées par durée du premier mariage 115
i) Données requises 115
ii) Procédé de calcul 115
iii) Exemple détaillé 116
d) Emploi de données sur le veuvage provenant de deux enquêtes 118
C. — Estimation de la survie de la naissance à l'âge adulte 118
1. Caractères généraux des méthodes 118
2. Estimation de la survie des femmes de la naissance à l'âge adulte par les proportions de ceux dont la mère survit 119
a) Base et principe de la méthode 119
b) Données requises 120
c) Procédé de calcul 120
d) Exemple détaillé 121
3. Estimation de la survie de la naissance aux âges adultes par les proportions des non-veufs et non-veuves 122
a) Base et principe de la méthode 122
b) Données sur le veuvage classées par âge 123
i) Données requises 123
ii) Procédé de calcul 124
iii) Exemple détaillé 125
c) Données sur le veuvage classées par durée du mariage 126
i) Données requises 127
ii) Procédé de calcul 128
iii) Exemple détaillé 128
V. — Estimation de la mortalité adulte à partir de renseignements sur la répartition des décès par âge 130
A. — Fondement des méthodes 130

1. Utilisation des renseignements sur la répartition des décès par âge et par sexe ... 130
2. Disposition du chapitre ... 130
B. — Méthode de Preston et Coale ... 131
1. Base et principe de la méthode ... 131
2. Données requises ... 134
3. Procédé de calcul ... 135
4. Premier exemple détaillé ... 137
5. Deuxième exemple détaillé ... 139
C. — Méthode de Brass ou de la balance de l'accroissement démographique ... 142
1. Base et principe de la méthode ... 142
2. Données requises ... 144
3. Procédé de calcul ... 144
4. Premier exemple détaillé ... 146
5. Deuxième exemple détaillé ... 149
VI. — Etablissement d'une table lissée de mortalité à partir d'un ensemble de probabilités de survie ... 151
A. — Fondement des méthodes ... 151
1. Nécessité de lisser et de compléter les ensembles de probabilités de survie ... 151
2. Disposition du chapitre ... 151
B. — Lissage et interpolation d'un ensemble incomplet de probabilités de survie ... 152
1. Base et principe de la méthode ... 152
2. Données requises ... 152
3. Procédé de calcul ... 153
4. Exemple détaillé ... 153
C. — Rattachement des probabilités de survie des enfants aux probabilités conditionnelles de survie des adultes ... 155
1. Base et principe de la méthode ... 155
2. Méthode de rattachement fondée sur le système logit de table de mortalité ... 156
a) Données requises ... 156
b) Procédé de calcul ... 156
c) Exemple détaillé ... 157
d) Observations sur l'exemple détaillé ... 159
3. Utilisation des tables types de mortalité Coale-Demeny ... 159
VII. — Estimation de la fécondité et de la mortalité au moyen de compositions stables types par âge ... 161
A. — Fondement des méthodes ... 161
1. Introduction générale à l'utilisation de la méthode des populations stables types à des fins d'estimation ... 161
2. Disposition du chapitre ... 162
B. — Evaluation des compositions par âge ... 163
1. Base et principe de la méthode ... 163
2. Données requises ... 166
3. Procédé de calcul ... 166
4. Exemple détaillé ... 167
5. Structures typiques des estimations des taux de natalité ... 168
C. — Estimation de la fécondité à partir de la proportion de personnes âgées de moins de 15 ans et de la probabilité de survie jusqu'à l'âge de 5 ans ... 173
1. Base et principe de la méthode ... 173
2. Données requises ... 174
3. Procédé de calcul ... 174
4. Exemple détaillé ... 176
5. Observations sur l'exemple détaillé ... 178
D. — Estimation de l'espérance de vie à l'âge de 5 ans et du taux de mortalité au-delà de 5 ans, à partir de la proportion de personnes âgées de moins de 15 ans et du taux d'accroissement ... 179
1. Base et principe de la méthode ... 179

2. Données requises ... 180
3. Procédé de calcul ... 181
4. Exemple détaillé ... 181
5. Observations sur l'exemple détaillé ... 185
VIII. — Estimation de la fécondité par les méthodes de la projection rétrospective ... 186
A. — Fondement des méthodes ... 186
1. Signification de la projection rétrospective ... 186
2. Disposition du chapitre ... 186
B. — Estimation des taux de natalité par la projection rétrospective de la population âgée de moins de 10 ans ... 186
1. Base et principe de la méthode ... 186
2. Données requises ... 188
3. Procédé de calcul ... 188
4. Exemple détaillé ... 189
C. — Méthode mère-progéniture d'estimation de la fécondité ... 191
1. Base et principe de la méthode ... 191
2. Données requises ... 193
3. Procédé de calcul ... 193
4. Exemple détaillé ... 196
IX. — Estimation de la mortalité adulte au moyen des répartitions par âge données par les recensements successifs ... 206
A. — Fondement des méthodes ... 206
1. Emploi d'une séquence de répartitions par âge de la population ... 206
2. Disposition du chapitre ... 206
B. — Estimation de la mortalité à partir des probabilités intercensitaires de survie ... 208
1. Base et principe des méthodes ... 208
2. Coefficients intercensitaires de survie pour les cohortes d'âge quinquennales, lissés au moyen des tables de mortalité Coale-Demeny ... 208
a) Données requises ... 208
b) Procédé de calcul ... 208
c) Premier exemple détaillé : Panama, 1960-1970 ... 210
d) Deuxième exemple détaillé : Colombie, 1951-1964 ... 212
3. Coefficients intercensitaires de survie pour des cohortes d'âge quinquennales, lissés au moyen du système logit ... 216
a) Données requises ... 216
b) Procédé de calcul ... 216
c) Premier exemple détaillé : Panama, 1960-1970 ... 216
d) Deuxième exemple détaillé : Colombie, 1951-1964 ... 219
4. Estimation de la mortalité intercensitaire par projection et utilisation de la méthode cumulative ... 221
a) Caractéristiques générales de la méthode ... 221
b) Données requises ... 222
c) Procédé de calcul ... 222
d) Exemple détaillé : Panama, 1960-1970 ... 222
C. — Survie intercensitaire complétée de renseignements relatifs à la structure par âge de la mortalité ... 225
1. Base et principe de la méthode ... 225
2. Données requises ... 226
3. Procédé de calcul ... 226
4. Exemple détaillé ... 228
D. — Estimation d'une table de mortalité postjuvénile à partir d'une répartition par âge de la population et des taux intercensitaires d'accroissement ... 232
1. Base et principe de la méthode ... 232
2. Données requises ... 233
3. Procédé de calcul ... 233
4. Exemple détaillé : Panama, 1960-1970 ... 234

Annexes *Pages*

I. — Age moyen au premier mariage 241
II. — Méthode El-Badry de correction des données relatives aux enfants nés vivants ... 246
III. — L'âge moyen de procréation 253
IV. — L'interpolation linéaire 256
V. — Lissage d'une composition par âge 258
VI. — Coefficients de survie des adultes selon les tables types de mortalité Coale-Demeny, utilisés conjointement avec les estimations de la mortalité adulte à partir de l'orphelinage 268
VII. — Coefficients de survie des adultes selon les tables types de mortalité Coale-Demeny, utilisés conjointement avec les estimations de la mortalité adulte à partir du veuvage 274
VIII. — Valeurs de la probabilité de survie à la naissance, selon les tables types de mortalité Coale-Demeny, pour la population féminine, la population masculine et l'ensemble de la population 278
IX. — Probabilités de survie entre 0 et 15 ans d'âge, pour l'ensemble des deux sexes, selon les tables types de mortalité Coale-Demeny construites à partir de différents rapports numériques des sexes à la naissance 290
X. — Probabilités de survie sur cinq et dix ans selon les tables types de mortalité Coale-Demeny 302
XI. — Valeurs de la fonction logit par années d'âge pour les tables types de mortalité Coale-Demeny, population féminine, niveau 16 318
XII. — Glossaire 322

Liste des tableaux

Tableaux *Pages*

1. Guide schématique du *Manuel X* 6
2. Valeurs du logit pour la table fondée sur la norme générale de Brass 19
3. Schéma type de fécondité naturelle et écarts relativement à cette fécondité, par groupe d'âge, selon le modèle de Coale et Trussell 24
4. Valeurs de la transformation η d'une courbe type de fécondité η $(F(x))$ 26
5. Guide schématique des matières du chapitre II 30
6. Correspondance entre les indices et les groupes d'âge 32
7. Coefficients servant à l'interpolation entre taux de fécondité cumulée pour estimer les équivalents de parité 34
8. Coefficients servant à calculer les facteurs de pondération applicables aux taux de fécondité, pour passer des groupes d'âge décalés de six mois aux groupes habituels 35
9. Enfants nés vivants, dont naissances au cours de l'année précédente, par groupe d'âge de la mère, Bangladesh, 1974 36
10. Parités moyennes, taux de fécondité par période et fécondité cumulée, par groupe d'âge de la mère, Bangladesh, 1974 36
11. Parités moyennes, équivalents estimatifs et quotients *P/F*, Bangladesh, 1974 . 36
12. Taux de fécondité déclarée pour la période, taux de fécondité pour les groupes d'âge habituels, taux de fécondité corrigés et nombre estimé des naissances, Bangladesh, 1974 37

13. Nombre de femmes, nombre de mères et nombre de premières naissances au cours des douze mois précédant l'enquête, par groupe d'âge, Bangladesh, 1974 40

14. Proportion des mères, taux et courbe cumulée de fécondité pour les premières naissances, par groupe d'âge, Bangladesh, 1974 40

15. Proportions déclarées et proportions équivalentes des mères, par groupe d'âge, et quotients, P_1/F_1, Bangladesh, 1974 41

16. Population féminine, enfants nés vivants et naissances enregistrées, par groupe d'âge des femmes, Thaïlande, 1960 et 1970 44

17. Parités moyennes déclarées en 1960 et 1970 et parités de la cohorte intercensitaire hypothétique, par groupe d'âge, Thaïlande 44

18. Taux de fécondité par âge en 1960 et 1970 et taux moyens pour la période, en Thaïlande 45

19. Courbe de fécondité cumulée, équivalents de parité, parités d'une cohorte hypothétique, quotients *P/F* et taux corrigés de fécondité intercensitaire, Thaïlande, 1960-1970 46

20. Facteurs de séparation applicables aux taux de fécondité par âge et par cohorte 49

21. Naissances enregistrées par groupe quinquennal d'âge de la mère, Thaïlande, 1950-1960 50

22. Population totale et population féminine âgées de 15 à 34 ans, par groupe d'âge, dénombrées lors des recensements de 1947, 1960 et 1970, enfants nés vivants en 1970 et population corrigée en 1970, Thaïlande 50

23. Taux de croissance de la population féminine, par âge, 1947-1960 et 1960-1970, après correction, Thaïlande 51

24. Estimation de la population féminine au milieu de l'année, par groupe d'âge, Thaïlande, 1950-1969 51

25. Taux de fécondité par âge, calculés à partir des naissances enregistrées et d'une interpolation de la population féminine au milieu de l'année, Thaïlande, 1950-1969 52

26. Calcul des équivalents de parité pour diverses cohortes féminines par naissance, Thaïlande, 1950-1969 53

27. Apports à la fécondité des cohortes par groupe d'âge et période quinquennale, Thaïlande, 1950-1969 55

28. Estimation de la complétude de l'enregistrement des naissances, Thaïlande, 1969 56

29. Parités moyennes déclarées, 1960 et 1970, et accroissements de parité par cohorte pendant la période intercensitaire, Thaïlande 57

30. Apports de la fécondité par période à la fécondité intercensitaire d'une cohorte par période quinquennale et accroissement intercensitaire estimatif de cette fécondité, Thaïlande, 1960-1969 58

Tableaux *Pages*

31. Estimation de la complétude de l'enregistrement des naissances, Thaïlande, 1960-1969 58

32. Population féminine et enfants nés vivants, par groupe d'âge, Thaïlande, 1960, 1970 et 1975 62

33. Parités moyennes pour 1960 et 1970, accroissements de parité par cohorte et parités moyennes pour la cohorte hypothétique intercensitaire, Thaïlande 62

34. Parités moyennes pour la cohorte hypothétique, fécondité cumulée et taux de fécondité par âge, Thaïlande, 1969-1970 63

35. Parités moyennes pour 1970 et 1975, accroissements de parité par cohorte et parités moyennes d'une cohorte hypothétique, Thaïlande 64

36. Parités moyennes de cohortes hypothétiques, fécondité cumulée et taux de fécondité par âge, Thaïlande, 1970-1975 65

37. Parités escomptées pour certaines valeurs de l'âge le plus précoce où un nombre notable de femmes se marient et de l'âge moyen des femmes au premier mariage quand la fécondité matrimoniale effective est celle du tableau 38 67

38. Taux de fécondité matrimoniale par âge, pour une fécondité naturelle conforme à la norme 68

39. Enfants nés vivants et femmes non célibataires, par durée écoulée depuis leur premier mariage, Egypte, 1976 68

40. Nombre total des femmes et des célibataires, par groupe d'âge, Egypte, 1976 69

41. Parités moyennes déclarées et escomptées, par durée du mariage, Egypte, 1976 69

42. Calcul des parités moyennes escomptées par durée du mariage, Egypte, 1976 69

43. Fécondité matrimoniale corrigée et estimation des taux de fécondité par âge et du nombre des naissances, Egypte, 1976 69

44. Femmes non célibataires, enfants nés vivants et naissances au cours de l'année précédant l'enquête, classés d'après le temps écoulé depuis le premier mariage, 1976 71

45. Courbe de fécondité cumulée, équivalents de parité et quotients des parités moyennes par les équivalents de parité, classés d'après le temps écoulé depuis le premier mariage, 1976 72

46. Guide schématique des matières du chapitre III 76

47. Coefficients d'estimation des multiplicateurs de la mortalité juvénile, selon la variante de Trussell, avec des données classées par âge de la mère 77

48. Coefficients d'estimation de la période de référence $t(x)$ à laquelle se rapportent les valeurs de $q(x)$ estimées à partir de données classées par âge 78

49. Enfants nés vivants et enfants survivants par sexe et par âge de la mère, Panama, 1976 79

50. Parité individuelle moyenne, par sexe de l'enfant et âge de la mère, Panama, 1976 79

Tableaux *Pages*

51. Proportion des enfants décédés, par sexe de l'enfant et âge de la mère, Panama, 1976 79

52. Multiplicateurs de Trussell pour l'estimation de la mortalité juvénile, type Ouest, Panama, 1976 80

53. Estimation de la probabilité de décès et de survie, par sexe, d'après les données sur la survie des enfants classées par âge de la mère, type Ouest, Panama, 1976 80

54. Estimation des périodes de référence auxquelles se rapportent les probabilités de décès, type Ouest, Panama, 1976 81

55. Niveaux de mortalité des tables types Ouest concordant avec les estimations de mortalité juvénile $q(x)$, Panama, 1976 81

56. Coefficients d'estimation des multiplicateurs de la mortalité juvénile, selon la variante de Trussell, avec des données classées par durée du mariage 83

57. Coefficients d'estimation de la période de référence $t(x)$ à laquelle se rapportent les valeurs estimatives de $q(x)$ avec des données classées par durée du mariage 84

58. Enfants nés vivants et enfants survivants, par sexe de l'enfant et durée du mariage de la mère, Panama, 1976 84

59. Parités moyennes par sexe de l'enfant et durée du mariage de la mère, Panama, 1976 84

60. Proportion des enfants décédés par sexe de l'enfant et durée du mariage de la mère, Panama, 1976 85

61. Multiplicateurs applicables à la proportion des enfants décédés classés par durée du mariage, selon le type de mortalité Ouest, Panama, 1976 85

62. Estimation des probabilités de décès et de survie, par sexe, avec des données sur la survie juvénile classées par durée du mariage, type Ouest, Panama, 1976 85

63. Estimations de la période de référence $t(x)$ à laquelle se rapportent les probabilités estimatives de décès, type Ouest, Panama, 1976 86

64. Niveaux de mortalité des tables types Ouest qui concordent avec les estimations de la mortalité des enfants classés par durée du mariage, Panama, 1976 . 86

65. Nombre de femmes, enfants nés vivants et enfants décédés, par groupe d'âge, Thaïlande, 1970 et 1975 88

66. Nombre moyen, par femme, d'enfants nés vivants et d'enfants décédés, par groupe d'âge de la mère, Thaïlande, 1970 et 1975 88

67. Nombre moyen, par âge de la mère, d'enfants nés vivants et d'enfants décédés d'une cohorte intercensitaire hypothétique, Thaïlande, 1970-1975 89

68. Estimation de la mortalité juvénile, Thaïlande, période 1970-1975 90

69. Estimation de la mortalité juvénile, Thaïlande, 1975 90

70. Coefficients servant à estimer les multiplicateurs $k(i)$, d'après la fécondité effective de cohortes réelles, avec des données classées par âge de la mère et un intervalle intercensitaire de cinq ans 92

71. Coefficients servant à estimer les multiplicateurs $k(i)$, d'après la fécondité effective de cohortes réelles, avec des données classées par âge de la mère et un intervalle intercensitaire de dix ans 92

72. Coefficients servant à estimer les multiplicateurs $k(i)$, d'après la fécondité effective de cohortes réelles, avec des données classées par durée du mariage et un intervalle intercensitaire de cinq ans 93

73. Coefficients servant à estimer les multiplicateurs $k(i)$, d'après la fécondité effective de cohortes réelles, avec des données classées par durée du mariage et un intervalle intercensitaire de dix ans 93

74. Coefficients requis pour estimer la période de référence $t(x)$, d'après la fécondité effective de cohortes réelles, avec des données classées par âge et un intervalle intercensitaire de cinq ans 93

75. Coefficients requis pour estimer la période de référence $t(x)$, d'après la fécondité effective de cohortes réelles, avec des données classées par âge et un intervalle intercensitaire de dix ans 94

76. Coefficients requis pour estimer la période de référence $t(x)$, d'après la fécondité effective de cohortes réelles, avec des données classées par durée du mariage et un intervalle intercensitaire de cinq ans 94

77. Coefficients requis pour estimer la période de référence $t(x)$, d'après la fécondité effective de cohortes réelles, avec des données classées par durée du mariage et un intervalle intercensitaire de dix ans 94

78. Estimation de la mortalité juvénile à partir de données de 1975, compte tenu de la fécondité effective des cohortes en Thaïlande 95

79. Données sur les enfants nés vivants et survivants, Brésil, 1960 et 1970 96

80. Estimation de la mortalité juvénile avec des multiplicateurs fondés sur le type de mortalité Ouest, Brésil, 1960 96

81. Estimation de la mortalité juvénile avec des multiplicateurs fondés sur le type de mortalité Ouest, Brésil, 1970 96

82. Estimation de la mortalité juvénile pour la période intercensitaire 1960-1970, les données de 1960 sur les enfants nés vivants étant corrigées pour exclure les mort-nés, Brésil 97

83. Estimation intercensitaire de la mortalité juvénile, Brésil, 1960-1970 97

84. Estimation de la mortalité juvénile fondée sur la fécondité effective de cohortes réelles, Brésil, 1970 97

85. Guide schématique des matières du chapitre IV 99

86. Facteurs de pondération $W(n)$ pour convertir les proportions des enquêtés dont la mère survit en probabilités de survie pour les femmes 104

87. Facteurs de pondération $W(n)$ pour convertir les proportions des enquêtés dont le père survit en probabilités de survie pour les hommes 104

88. Valeurs de la fonction normative servant à calculer la période dans l'estimation indirecte de la survie adulte 105

89. Données sur les orphelins de mère et proportions des enquêtés dont la mère vit encore, Bolivie, 1975 105

Tableaux *Pages*

90. Enfants nés durant les 12 mois précédant l'enquête, par âge de la mère lors de l'enquête, Bolivie, 1975 105

91. Estimation de la survie féminine adulte par la proportion des enquêtés dont la mère vit toujours, selon la méthode de Brass, Bolivie, 1975 106

92. Estimation des périodes de référence pour les estimations de survie tirées de données sur les orphelins de mère, Bolivie, 1975 107

93. Coefficients d'estimation des probabilités de survie des femmes à partir de 25 ans par la proportion des enquêtés dont la mère survit 108

94. Calcul des probabilités de survie féminine à partir de 25 ans par les proportions des enquêtés dont la mère survit et la méthode de régression, Bolivie, 1975 .. 109

95. Estimation de la période de référence pour les probabilités de survie tirées de données sur les orphelins de mère par la méthode de régression, Bolivie, 1975 109

96. Calcul des proportions des non-orphelins pour une cohorte intercensitaire hypothétique : exemple fictif 110

97. Coefficients d'estimation des probabilités conditionnelles de survie masculine à partir de données sur le veuvage des déclarantes 113

98. Coefficients d'estimation des probabilités conditionnelles de survie féminine à partir de données sur le veuvage des déclarants 113

99. Femmes non célibataires et nombre de femmes dont le premier mari était décédé lors de l'entretien, par groupe d'âge, Bolivie, 1975 113

100. Estimation des probabilités de survie des hommes par des renseignements sur la survie du premier mari, Bolivie, 1975 114

101. Estimation de la période de référence pour les probabilités de survie des hommes tirées de renseignements sur la survie du premier mari, Bolivie, 1975 115

102. Coefficients d'estimation des probabilités conditionnelles de survie des hommes, d'après la proportion des déclarantes veuves classées par durée du mariage 116

103. Coefficients d'estimation des probabilités conditionnelles de survie des femmes, d'après la proportion des déclarants veufs classés par durée du mariage 116

104. Données fournies par les hommes sur la survie de leur première épouse, Panama, 1976 117

105. Estimation des probabilités de survie adulte des femmes, d'après les données fournies par les hommes sur la survie de leur première épouse, par durée du mariage, Panama, 1976 118

106. Estimation des périodes de référence pour les probabilités de survie des femmes tirées de données sur les veufs, Panama, 1976 118

107. Coefficients d'estimation des probabilités de survie des femmes depuis la naissance d'après les proportions des déclarants dont la mère survit 120

108. Quotients types à appliquer pour estimer les probabilités de survie depuis la naissance, d'après des données sur les orphelins de mère, selon les modèles de Coale-Demeny 120

109. Filles nées vivantes et survivantes selon l'enquête démographique nationale, Bolivie, 1975 121

110. Estimation de la mortalité des filles, Bolivie, 1975 121

111. Estimation des probabilités de survie des femmes depuis la naissance, d'après les orphelins classés par âge de l'enquêté, Bolivie, 1975 121

112. Coefficients d'estimation de la survie des hommes depuis la naissance par les proportions des femmes dont survit le premier mari, classées par âge 124

113. Coefficients d'estimation de la survie des femmes depuis la naissance par les proportions des hommes dont survit la première épouse, classés par âge 124

114. Valeurs du quotient type *RSW* (relation entre mortalité juvénile et adulte) servant à estimer les probabilités de survie depuis la naissance d'après des données sur le veuvage, modèles de Coale-Demeny 124

115. Données sur les veufs fournies par l'Enquête démographique nationale, Bolivie, 1975 125

116. Estimation des périodes de référence pour les probabilités conditionnelles de survie des femmes, Bolivie, 1975 125

117. Estimation de la survie des femmes depuis la naissance par les données sur les veufs, Bolivie, 1975 126

118. Coefficients d'estimation de la survie des hommes depuis la naissance d'après la proportion des femmes dont survit le premier mari, classées par durée du premier mariage 127

119. Coefficients d'estimation de la survie des femmes depuis la naissance d'après les proportions des hommes dont survit la première épouse, classés par durée du premier mariage 127

120. Estimation des probabilités de survie des femmes depuis la naissance, par des données sur le veuvage des déclarants, classées par durée du mariage, Panama, 1976 128

121. Niveaux de mortalité type Ouest qu'impliquent les estimations de mortalité juvénile tirées de données classées par durée du mariage, Panama, 1976 129

122. Guide schématique du chapitre V 131

123. Coefficients pour l'estimation du facteur d'âge applicable à l'intervalle ouvert, $z(A)$, à partir du rapport des décès à 45 ans et plus aux décès à 10 ans et plus et du taux d'accroissement de la population 137

124. Population et mortalité par âge, sexe féminin, El Salvador, 1961 138

125. Taux intercensitaires d'accroissement de la population féminine, El Salvador, 1950-1971 138

126. Nombre des décès déclarés, population estimative à différents âges et rapports de la population estimative à la population dénombrée, sexe féminin, El Salvador, 1961 139

127. Répartition par âge de la population masculine, taux moyens de mortalité et nombre de décès, par groupe d'âge, calculés sur cette base, Etat d'Andra Pradesh, Inde, 1970 et 1971 141

128. Nombre de décès déclarés, population estimative à différents âges et rapports de la population estimative à la population dénombrée, sexe masculin, Etat d'Andra Pradesh, Inde, 1970-1971 141

129. Données requises pour estimer la complétude de l'enregistrement des décès, population féminine adulte, El Salvador, 1961 146

130. Taux partiels de mortalité et de natalité, population féminine, El Salvador, 1961 147

131. Ajustement d'une ligne droite par la méthode des moyennes de groupe, population féminine, El Salvador, 1961 147

132. Estimation d'un facteur d'ajustement, K, par l'utilisation de moyennes compensées, population féminine, El Salvador, 1961 148

133. Effectif de la population à différents âges, nombre des décès déclarés et taux partiels de natalité et de mortalité, population masculine, Andra Pradesh, Inde, 1970-1971 149

134. Guide schématique du chapitre VI 151

135. Probabilités de survie des enfants de sexe féminin, estimées avec les coefficients de Trussell, les données étant classées par âge et en fonction de la durée du mariage de la mère, Panama, 1976 153

136. Probabilités de survie de la population féminine, estimées à partir des données relatives à l'état de veuvage des enquêtés de sexe masculin classées en fonction de la durée du mariage, Panama, 1976 153

137. Transformation logit des probabilités estimatives de survie et des probabilités de survie selon la table normative, Panama, 1976 154

138. Estimations des probabilités lissées de survie d'une table de mortalité, obtenues par différentes méthodes de lissage et de rattachement, population féminine, Panama, 1976 155

139. Probabilités conditionnelles estimatives de survie, $l(x)$, parmi la population féminine, et niveaux correspondants de mortalité dans le groupe Ouest de tables types de mortalité, Panama, 1976 157

140. Processus d'itération servant à estimer les paramètres α et β qui définissent une table de mortalité pour la population féminine dans le système logit engendré par la table normative générale, Panama, 1976 158

141. Estimation du taux moyen de natalité pendant la période de 15 ans qui précède l'énumération, à partir de la proportion de personnes âgées de moins de 15 ans dans la population, $C(15)$, de la probabilité de survie jusqu'à l'âge de 5 ans, $l(5)$, et du taux constant d'accroissement naturel, r, pour certaines populations non stables 163

142. Guide schématique du chapitre VII 164

143. Composition par âge et estimations ajustées des taux de natalité, population masculine, Brésil, 1960 167

144. Population d'âge inférieur à l'âge exact x, $N(x\text{-})$, par sexe, Brésil, 1960 176

145. Détermination de la population stable caractérisée par la proportion observée de personnes âgées de moins de 15 ans au niveau 13,16, Brésil, 1960 177

Tableaux *Pages*

146. Estimation du taux brut de reproduction (*TBR*) par interpolation entre les populations féminines stables types du groupe Sud, Brésil, 1960 179

147. Taux de mortalité au-delà de 5 ans et espérance de vie à 5 ans dans différentes populations stables types avec une proportion de personnes de moins de 15 ans, $C(15)$, de 0,4195 et un taux d'accroissement, r, de 0,025 180

148. Population totale de la Colombie dénombrée à l'occasion des divers recensements 182

149. Population classée par groupe d'âge et par sexe, Colombie, 1951 182

150. Proportion cumulée de la population âgée de moins de x ans pour l'un et l'autre sexe et taux de natalité correspondants dans des populations stables ajustées, groupe Ouest, population féminine, niveau de mortalité 13, Colombie, 1951 . 182

151. Détermination de population féminine stable, du groupe Ouest, compatible avec une population caractérisée par une proportion de personnes de moins de 15 ans, $C(15)$, de 0,4256 et un taux d'accroissement, r, de 0,0219, Colombie, 1951 184

152. Nombre de baptêmes, par sexe et par année, Colombie, 1950-1952 184

153. Guide schématique du chapitre VIII 187

154. Valeurs des années-personne vécues de l'âge exact x à l'âge $x + 5$ par une population stationnaire, tables types de mortalité, groupe Sud 189

155. Estimation du nombre des naissances par la projection rétrospective, Brésil, 1960 190

156. Effectif total de la population aux dates des recensements et taux intercensitaires d'accroissement, par sexe, Brésil 190

157. Taux de natalité, par sexe, estimés par la méthode de la projection rétrospective, Brésil, 1960 191

158. Taux de natalité dans l'ensemble de la population, estimée par la méthode de la projection rétrospective, Brésil, 1960 191

159. Valeurs des paramètres α et β qui déterminent les tables types de mortalité juvénile Coale-Demeny dans le système logit engendré par le niveau 16 de la population féminine dans le groupe correspondant 194

160. Valeurs des paramètres α et β qui déterminent les tables types de mortalité Coale-Demeny pour la population féminine adulte dans le système logit engendré par le niveau 16 de la population féminine dans le groupe correspondant 195

161. Données concernant le rapport mère-progéniture, les enfants étant classés par année de leur âge et par année d'âge de la mère, Colombie, 1978 197

162. Valeurs des facteurs d'expansion, K_x, utilisés pour corriger les données obtenues par la méthode mère-progéniture dans le cas des enfants dont la mère n'a pas été identifiée, Colombie, 1978 198

163. Estimations des probabilités de survie, $l(x)$ et ${}_1L_x$, pour les enfants, groupe Nord, Colombie, 1978 199

164. Coefficients pour l'estimation des facteurs de séparation pour le groupe d'âge 0-1, tables types de mortalité Coale-Demeny 199

Tableaux *Pages*

165. Estimations des probabilités de survie, $l(x)$ et ${}_1L_x$, pour la population féminine adulte, groupe Ouest, Colombie, 1978 200

166. Nombre estimatif de naissances pendant des périodes d'un an, par année d'âge de la mère, Colombie, 1963/64-1977/78 201

167. Nombre estimatif de femmes pendant des périodes successives d'un an par année d'âge des femmes, Colombie, 1963/64-1977/78 202

168. Taux annuels estimatifs de fécondité, par année d'âge des femmes, Colombie, 1963/64-1977/78 204

169. Taux annuels estimatifs de fécondité, par groupe d'âge quinquennal, Colombie, 1963/64-1977/78 205

170. Taux estimatifs triennaux de fécondité, calculés par groupe d'âge quinquennal, Colombie, 1964-1978 205

171. Guide schématique du chapitre IX 207

172. Coefficients utilisés pour estimer la répartition par âge d'une population stationnaire, ${}_5L_x$, à partir de groupes d'âge inhabituels 210

173. Population féminine en 1960, dénombrée et ajustée, population dénombrée en 1970, et coefficients de survie des cohortes, Panama 210

174. Détermination du niveau de mortalité correspondant à chaque coefficient de survie des cohortes, Panama, 1960-1970 212

175. Construction d'une table de mortalité intercensitaire à partir des tables types de mortalité Coale-Demeny, Panama, 1960-1970 212

176. Population féminine classée par groupe d'âge, 1951 et 1964; population féminine après ajustement, 1964; coefficients de survie des cohortes, Colombie 213

177. Estimation, par phases successives, du niveau de mortalité auquel correspond chaque coefficient de survie dans les tables types du groupe Ouest, Colombie, 1951-1964 214

178. Application d'un procédé de lissage fondé sur le système logit aux coefficients de survie des cohortes pour la période 1960-1970, Panama 218

179. Application aux coefficients de survie des cohortes d'un procédé de lissage fondé sur le système logit de tables de mortalité, population féminine, Colombie, 1951-1964 220

180. Projection sur 10 ans d'une population féminine initiale en utilisant différents niveaux de mortalité, Panama, 1960-1970 224

181. Facteurs de pondération utilisés pour obtenir une valeur approchée du nombre des décès dans les cohortes pendant les intervalles de temps qui ne sont pas un multiple de 5 ans 227

182. Population féminine, 1960 et 1970; nombre de décès féminins enregistrés, 1960, 1965 et 1970, par groupe d'âge, Panama 228

183. Mortalité estimative par cohorte, population féminine, Panama, 1960-1970 .. 229

Tableaux *Pages*

184. Rapport de l'effectif initial à l'effectif final, $N1/N2$, et rapport du nombre des décès à l'effectif final, $D/N2$, pour différents types de cohorte, Panama, 1960-1970 230

185. Coefficients servant à estimer le taux d'accroissement équivalent au-delà de l'âge A, ρA, à partir du taux d'accroissement au-delà de l'âge de 10 ans et du rapport de l'effectif de la population âgée de plus de 45 ans à celui de la population de plus de 10 ans 234

186. Estimation de la mortalité intercensitaire dans la population féminine, à partir des taux intercensitaires d'accroissement, Panama, 1960-1970 235

187. Population classée par groupe d'âge et par sexe et selon la situation matrimoniale, Panama, 1976 241

188. Proportions de célibataires, calculées sans tenir compte des personnes dont la situation matrimoniale n'est pas connue, Panama, 1976 242

189. Proportions de célibataires, calculées en supposant que les personnes dont la situation matrimoniale n'est pas connue sont en réalité des non-célibataires, Panama, 1976 243

190. Proportions de célibataires du sexe féminin, 1955 et 1960, et proportions estimatives de célibataires dans une cohorte hypothétique pendant la période séparant deux enquêtes, Japon 244

191. Proportions de célibataires du sexe féminin, 1966 et 1976, et proportions estimatives de célibataires dans une cohorte intercensitaire hypothétique, Tunisie 245

192. Population féminine classée en fonction des réponses à la question concernant les enfants nés vivants, Pérou, 1972 247

193. Ajustement d'une droite par la méthode des moyennes de groupe, Pérou, 1972 248

194. Proportions estimatives de femmes nullipares et effectif estimatif total de la population féminine dont la parité est connue, Pérou, 1972 249

195. Population féminine classée selon les réponses données au sujet des enfants nés vivants, Thaïlande, 1970 250

196. Proportions observées de femmes nullipares et de femmes de parité non déclarée parmi les non-célibataires, Thaïlande, 1970 251

197. Données corrigées calculées à partir des proportions observées parmi les femmes non célibataires, Thaïlande, 1970 251

198. Données corrigées calculées à partir des proportions observées pour l'ensemble des femmes et d'une hypothèse erronée, Thaïlande, 1970 252

199. Table type de fécondité naturelle chez les femmes mariées 254

200. Proportions de femmes classées selon la condition matrimoniale, nombre total de femmes et nombre d'enfants nés en 1961 254

201. Calcul de l'âge moyen de procréation par la méthode directe 255

202. Estimation de l'âge moyen de procréation, μ, par la méthode 2 255

203. Population masculine, par année d'âge, Sri Lanka, 1975 260

204. Ajustement, pour compenser l'effet des nombres attractifs, de la répartition par âge de la population masculine, Sri Lanka, 1975 261

205. Estimation d'une répartition par âge ajustée de la population masculine, par l'utilisation des transformations-*Y* et l'emploi, comme norme, de la population stable type du groupe Ouest, Sri Lanka, 1975 262

206. Ajustement de deux énumérations successives de la population féminine au moyen du taux de survie de la cohorte, Turquie, 1955 et 1960 266

207. Probabilités de survie des adultes du sexe féminin à partir de l'âge de 25 ans, $1(N)/1(25)$, pour l'analyse fondée sur l'orphelinage maternel, modèle Nord .. 268

208. Probabilités de survie des adultes du sexe féminin à partir de l'âge de 25 ans, $1(N)/1(25)$, pour l'analyse fondée sur l'orphelinage maternel, modèle Sud ... 268

209. Probabilités de survie des adultes du sexe féminin à partir de l'âge de 25 ans, $1(N)/1(25)$, pour l'analyse fondée sur l'orphelinage maternel, modèle Est 269

210. Probabilités de survie des adultes du sexe féminin à partir de l'âge de 25 ans, $1(N)/1(25)$, pour l'analyse fondée sur l'orphelinage maternel, modèle Ouest .. 269

211. Probabilités de survie des adultes du sexe masculin à partir de l'âge de 32,5 ans, $1(N)/1(32.5)$, pour l'analyse fondée sur l'orphelinage paternel, modèle Nord 270

212. Probabilités de survie des adultes du sexe masculin à partir de l'âge de 32,5 ans, $1(N)/1(32.5)$, pour l'analyse fondée sur l'orphelinage paternel, modèle Sud 270

213. Probabilités de survie des adultes du sexe masculin à partir de l'âge de 32,5 ans, $1(N)/1(32.5)$, pour l'analyse fondée sur l'orphelinage paternel, modèle Est 271

214. Probabilités de survie des adultes du sexe masculin à partir de l'âge de 32,5 ans, $1(N)/1(32.5)$, pour l'analyse fondée sur l'orphelinage paternel, modèle Ouest 271

215. Probabilités de survie des adultes du sexe masculin à partir de l'âge de 37,5 ans, $1(N)/1(37.5)$, pour l'analyse fondée sur l'orphelinage paternel, modèle Nord 272

216. Probabilités de survie des adultes du sexe masculin à partir de l'âge de 37,5 ans, $1(N)/1(37.5)$, pour l'analyse fondée sur l'orphelinage paternel, modèle Sud 272

217. Probabilités de survie des adultes du sexe masculin à partir de l'âge de 37,5 ans, $1(N)/1(37.5)$, pour l'analyse fondée sur l'orphelinage paternel, modèle Est 273

218. Probabilités de survie des adultes du sexe masculin à partir de l'âge de 37,5 ans, $1(N)/1(37.5)$, pour l'analyse fondée sur l'orphelinage paternel, modèle Ouest 273

219. Probabilités de survie des adultes du sexe féminin à partir de l'âge de 20 ans, $1(N)/1(20)$, pour l'analyse fondée sur la survie de la première épouse, modèle Nord 274

220. Probabilités de survie des adultes du sexe féminin à partir de l'âge de 20 ans, $1(N)/1(20)$, pour l'analyse fondée sur la survie de la première épouse, modèle Sud 274

Tableaux *Pages*

221. Probabilités de survie des adultes du sexe féminin à partir de l'âge de 20 ans, $1(N)/1(20)$, pour l'analyse fondée sur la survie de la première épouse, modèle Est 275

222. Probabilités de survie des adultes du sexe féminin à partir de l'âge de 20 ans, $1(N)/1(20)$, pour l'analyse fondée sur la survie de la première épouse, modèle Ouest 275

223. Probabilités de survie des adultes du sexe masculin à partir de l'âge de 20 ans, $1(N)/1(20)$, pour l'analyse fondée sur la survie du premier époux, modèle Nord 276

224. Probabilités de survie des adultes du sexe masculin à partir de l'âge de 20 ans, $1(N)/1(20)$, pour l'analyse fondée sur la survie du premier époux, modèle Sud 276

225. Probabilités de survie des adultes du sexe masculin à partir de l'âge de 20 ans, $1(N)/1(20)$, pour l'analyse fondée sur la survie du premier époux, modèle Est 277

226. Probabilités de survie des adultes du sexe masculin à partir de l'âge de 20 ans, $1(N)/1(20)$, pour l'analyse fondée sur la survie du premier époux, modèle Ouest 277

227. Probabilité de survie à la naissance, $1(x)$, population féminine, modèle Nord . 278

228. Probabilité de survie à la naissance, $1(x)$, population masculine, modèle Nord 279

229. Probabilité de survie à la naissance, $1(x)$, ensemble de la population, modèle Nord 280

230. Probabilité de survie à la naissance, $1(x)$, population féminine, modèle Sud .. 281

231. Probabilité de survie à la naissance, $1(x)$, population masculine, modèle Sud 282

232. Probabilité de survie à la naissance, $1(x)$, ensemble de la population, modèle Sud 283

233. Probabilité de survie à la naissance, $1(x)$, population féminine, modèle Est .. 284

234. Probabilité de survie à la naissance, $1(x)$, population masculine, modèle Est . 285

235. Probabilité de survie à la naissance, $1(x)$, ensemble de la population, modèle Est 286

236. Probabilité de survie à la naissance, $1(x)$, population féminine, modèle Ouest 287

237. Probabilité de survie à la naissance, $1(x)$, population masculine, modèle Ouest 288

238. Probabilité de survie à la naissance, $1(x)$, ensemble de la population, modèle Ouest 289

239. Probabilités de survie, $1(x)$, entre 0 et 15 ans d'âge, pour l'ensemble des deux sexes, selon le modèle Nord: rapport numérique des sexes à la naissance de 1,02 290

240. Probabilités de survie, $1(x)$, entre 0 et 15 ans d'âge, pour l'ensemble des deux sexes, selon le modèle Nord: rapport numérique des sexes à la naissance de 1,03 290

Tableaux *Pages*

241. Probabilités de survie, $l(x)$, entre 0 et 15 ans d'âge, pour l'ensemble des deux sexes, selon le modèle Nord: rapport numérique des sexes à la naissance de 1,04 291

242. Probabilités de survie, $l(x)$, entre 0 et 15 ans d'âge, pour l'ensemble des deux sexes, selon le modèle Nord: rapport numérique des sexes à la naissance de 1,05 291

243. Probabilités de survie, $l(x)$, entre 0 et 15 ans d'âge, pour l'ensemble des deux sexes, selon le modèle Nord: rapport numérique des sexes à la naissance de 1,06 292

244. Probabilités de survie, $l(x)$, entre 0 et 15 ans d'âge, pour l'ensemble des deux sexes, selon le modèle Nord: rapport numérique des sexes à la naissance de 1,07 292

245. Probabilités de survie, $l(x)$, entre 0 et 15 ans d'âge, pour l'ensemble des deux sexes, selon le modèle Sud: rapport numérique des sexes à la naissance de 1,02 293

246. Probabilités de survie, $l(x)$, entre 0 et 15 ans d'âge, pour l'ensemble des deux sexes, selon le modèle Sud: rapport numérique des sexes à la naissance de 1,03 293

247. Probabilités de survie, $l(x)$, entre 0 et 15 ans d'âge, pour l'ensemble des deux sexes, selon le modèle Sud: rapport numérique des sexes à la naissance de 1,04 294

248. Probabilités de survie, $l(x)$, entre 0 et 15 ans d'âge, pour l'ensemble des deux sexes, selon le modèle Sud: rapport numérique des sexes à la naissance de 1,05 294

249. Probabilités de survie, $l(x)$, entre 0 et 15 ans d'âge, pour l'ensemble des deux sexes, selon le modèle Sud: rapport numérique des sexes à la naissance de 1,06 295

250. Probabilités de survie, $l(x)$, entre 0 et 15 ans d'âge, pour l'ensemble des deux sexes, selon le modèle Sud: rapport numérique des sexes à la naissance de 1,07 295

251. Probabilités de survie, $l(x)$, entre 0 et 15 ans d'âge, pour l'ensemble des deux sexes, selon le modèle Est: rapport numérique des sexes à la naissance de 1,02 296

252. Probabilités de survie, $l(x)$, entre 0 et 15 ans d'âge, pour l'ensemble des deux sexes, selon le modèle Est: rapport numérique des sexes à la naissance de 1,03 296

253. Probabilités de survie, $l(x)$, entre 0 et 15 ans d'âge, pour l'ensemble des deux sexes, selon le modèle Est: rapport numérique des sexes à la naissance de 1,04 297

254. Probabilités de survie, $l(x)$, entre 0 et 15 ans d'âge, pour l'ensemble des deux sexes, selon le modèle Est: rapport numérique des sexes à la naissance de 1,05 297

255. Probabilités de survie, $l(x)$, entre 0 et 15 ans d'âge, pour l'ensemble des deux sexes, selon le modèle Est: rapport numérique des sexes à la naissance de 1,06 298

Tableaux *Pages*

256. Probabilités de survie, $l(x)$, entre 0 et 15 ans d'âge, pour l'ensemble des deux sexes, selon le modèle Est: rapport numérique des sexes à la naissance de 1,07 298

257. Probabilités de survie, $l(x)$, entre 0 et 15 ans d'âge, pou l'ensemble des deux sexes, selon le modèle Ouest: rapport numérique des sexes à la naissance de 1,02 299

258. Probabilités de survie, $l(x)$, entre 0 et 15 ans d'âge, pour l'ensemble des deux sexes, selon le modèle Ouest: rapport numérique des sexes à la naissance de 1,03 299

259. Probabilités de survie, $l(x)$, entre 0 et 15 ans d'âge, pour l'ensemble des deux sexes, selon le modèle Ouest: rapport numérique des sexes à la naissance de 1,04 300

260. Probabilités de survie, $l(x)$, entre 0 et 15 ans d'âge, pour l'ensemble des deux sexes, selon le modèle Ouest: rapport numérique des sexes à la naissance de 1,05 300

261. Probabilités de survie, $l(x)$, entre 0 et 15 ans d'âge, pour l'ensemble des deux sexes, selon le modèle Ouest: rapport numérique des sexes à la naissance de 1,06 301

262. Probabilités de survie, $l(x)$, entre 0 et 15 ans d'âge, pour l'ensemble des deux sexes, selon le modèle Ouest: rapport numérique des sexes à la naissance de 1,07 301

263. Probabilités de survie sur cinq ans, ${}_5S_{x,x+4}$, population féminine, modèle Nord ... 302

264. Probabilités de survie sur cinq ans, ${}_5S_{x,x+4}$, population féminine, modèle Sud . 303

265. Probabilités de survie sur cinq ans, ${}_5S_{x,x+4}$, population féminine, modèle Est .. 304

266. Probabilités de survie sur cinq ans, ${}_5S_{x,x+4}$, population féminine, modèle Ouest .. 305

267. Probabilités de survie sur cinq ans, ${}_5S_{x,x+4}$, population masculine, modèle Nord 306

268. Probabilités de survie sur cinq ans, ${}_5S_{x,x+4}$, population masculine, modèle Sud ... 307

269. Probabilités de survie sur cinq ans, ${}_5S_{x,x+4}$, population masculine, modèle Est . 308

270. Probabilités de survie sur cinq ans, ${}_5S_{x,x+4}$, population masculine, modèle Ouest 309

271. Probabilités de survie sur dix ans, ${}_{10}S_{x,x+4}$, population féminine, modèle Nord . 310

272. Probabilités de survie sur dix ans, ${}_{10}S_{x,x+4}$, population féminine, modèle Sud . 311

273. Probabilités de survie sur dix ans, ${}_{10}S_{x,x+4}$, population féminine, modèle Est .. 312

274. Probabilités de survie sur dix ans, ${}_{10}S_{x,x+4}$, population féminine, modèle Ouest 313

275. Probabilités de survie sur dix ans, ${}_{10}S_{x,x+4}$, population masculine, modèle Nord 314

276. Probabilités de survie sur dix ans, ${}_{10}S_{x,x+4}$, population masculine, modèle Sud 315

277. Probabilités de survie sur dix ans, ${}_{10}S_{x,x+4}$, population masculine, modèle Est . 316

278. Probabilités de survie sur dix ans, ${}_{10}S_{x,x+4}$, population masculine, modèle Ouest 317

Tableaux *Pages*

279. Transformation logit du complément de la probabilité de survie, 1 - $l(x)$, modèle Nord 318

280. Transformation logit du complément de la probabilité de survie, 1 - $l(x)$, modèle Sud 319

281. Transformation logit du complément de la probabilité de survie, 1 - $l(x)$, modèle Est 320

282. Transformation logit du complément de la probabilité de survie, 1 - $l(x)$, modèle Ouest 321

Liste des figures

Figures *Pages*

1. Ecarts relatifs des valeurs de ${}_nq_x$ (probabilité de décès) du type Nord au type Ouest, femmes, niveau 9 14
2. Ecarts relatifs des valeurs de ${}_nq_x$ (probabilité de décès) du type Sud au type Ouest, femmes, niveau 9 14
3. Ecarts relatifs des valeurs de ${}_nq_x$ (probabilité de décès) du type Est au type Ouest, femmes, niveau 9 15
4. Ecarts relatifs des valeurs de ${}_nq_x$ (probabilité de décès) des types Nord, Sud et Est au type Ouest, femmes, niveau 9 15
5. Tables de mortalité obtenues par le système logit, pour $\beta = 1$, avec la norme générale de Brass 18
6. Tables de mortalité obtenues par le système logit, pour $\alpha = 0$, avec la norme générale de Brass 18
7. Comparaison des schémas de mortalité des tables types des Nations Unies pour les pays en développement avec le type Ouest des modèles Coale-Demeny ... 20
8. Courbes de fécondité selon Coale et Trussell : combinaisons de mariages précoces et de divers degrés de limitation de la fécondité; et de mariages tardifs avec les mêmes degrés de cette limitation 24
9. Courbes de fécondité données par le modèle gompertzien pour $\beta = 1$ 25
10. Courbes de fécondité données par le modèle gompertzien pour $\alpha = 0$ 25
11. Illustration des effets des déviations par rapport aux hypothèses de base sur le tracé du graphique représentatif des rapports de la population estimée à la population dénombrée, $\hat{N}/N$, dans des cas types 133
12. Graphique des rapports de la population estimative à la population dénombrée, sexe féminin, El Salvador, 1961 140
13. Graphique des rapports de la population estimative à la population dénombrée, sexe masculin, Etat d'Andra Pradesh, Inde, 1970-1971 142
14. Représentation graphique des taux partiels de natalité $N(x)/N(x+)$, en fonction des taux partiels de mortalité, $D(x+)/N(x+)$, population féminine, El Salvador, 1961. 147
15. Représentation graphique des taux partiels de natalité, $N(x)/N(x+)$, en fonction des taux partiels de mortalité, $D(x+)/N(x+)$, population masculine, Andra Pradesh, Inde, 1970-1971 149
16. Représentation graphique de la transformation logit des probabilités estimatives de survie de la population féminine, $l(x)$, en fonction de celles qu'indique la table normative générale, Panama, 1976 154
17. Comparaison des distributions par âge de différentes populations stables types, groupe Ouest 166
18. Représentation graphique de la séquence des taux de natalité estimatifs, $b(x)$, d'après les populations masculines stables types, groupe Ouest, niveau 13, Brésil, 1960 168
19. Estimations des taux de natalité, $b(x)$, obtenues à partir de la proportion de l'effectif total d'un âge inférieur à x, $C(x)$, pour différentes populations 169

Figures *Pages*

20. Séquences des estimations du taux de natalité, $b(x)$, obtenues à partir de populations féminines stables types du groupe Ouest, niveau 13, Colombie, 1951 . 183
21. Représentation graphique de la transformation logit de la fonction estimative de survie, $l(x)$, par rapport à la fonction normative, groupe Ouest pour la population féminine, niveau 18, Panama 218
22. Représentation graphique de la transformation logit de la fonction estimative de survie, $l(x)$, par rapport à celle qui sert de norme, table type du groupe Ouest pour la population féminine, niveau 15, Colombie 221
23. Représentation graphique du rapport de l'effectif initial à l'effectif final, $N1/N2$, en fonction du nombre des décès à l'effectif final, $D/N2$, pour différents types de cohorte 231
24. Estimation du niveau réel de non-réponse concernant les enfants nés vivants, Pérou, 1972 .....
25. Estimation du niveau réel de non-réponse au sujet des enfants nés vivants, Thaïlande, 1970 251
26. Représentation graphique de la transformation-Y des proportions de personnes en deçà de l'âge x dans la population observée, en fonction de la transformation-Y des proportions correspondantes dans la population type, Sri Lanka, 1975 263
27. Comparaison des résultats de différentes techniques d'ajustement appliquée à une répartition par âge de la population masculine, Sri Lanka, 1975 264

Notes explicatives

Les signes suivants ont été employés dans tous les tableaux de la présente publication :
Trois points (. . .) indiquent que les données ne sont pas disponibles ou que le détail n'en est pas indiqué.
Un tiret (—) indique que le montant est nul ou négligeable.
Un trait d'union laissé dans un tableau indique que la rubrique est sans objet dans le cas considéré.
Le signe moins (−) indique, sauf mention contraire, un déficit ou une diminution.
Un blanc ( ) sépare les milliers et les millions.
Une barre oblique (/) indique une campagne agricole ou un exercice financier, par exemple 1974/1975.
Un trait d'union entre deux millésimes, par exemple 1973-1975, indique qu'il s'agit de la période entière, y compris la première et la dernière des années mentionnées.
Sauf indication contraire, le terme "dollar" ($) s'entend du dollar des Etats-Unis d'Amérique.

Les chiffres ayant été arrondis, la somme des montants détaillés ou des pourcentages ne correspond pas nécessairement au total indiqué dans les tableaux.

Pour des raisons techniques, des points et non des virgules indiquent les décimales dans les tableaux et les formules du présent *Manuel*.

INTRODUCTION

A.—Origines et portée du présent *Manuel*

Le présent *Manuel X* a été initialement conçu pour aider les spécialistes de la population, surtout dans les pays en développement, à évaluer et exploiter au mieux les sources locales de données. Il était aussi destiné à servir de cadre aux rapports détaillés par pays préparés par le Comité de la population et de la démographie et ses groupes d'étude. L'utilisation de sections préliminaires du *Manuel* lors de l'exécution du programme de travail du Comité a montré qu'il s'agit d'un instrument utile, qui fait connaître les techniques les plus récentes de l'estimation démographique. La collaboration de la Division de la population au Département des affaires économiques et sociales internationales du Secrétariat des Nations Unies avec le Comité de la population et de la démographie lui assure un public encore plus large, qu'il importe encore davantage d'avertir des limites de l'exposé en rappelant quelque chose de ses origines.

Ce *Manuel X* présente l'avantage d'être la compilation la plus complète à ce jour des techniques propres à analyser des données démographiques incomplètes ou défectueuses. Même à cet égard, toutefois, il n'est pas parfait. Au cours des quatre dernières années, le domaine de l'estimation démographique s'est beaucoup étendu, au point que tenir le *Manuel* complètement à jour dépassait les possibilités de ses auteurs. De plus, à mesure qu'on proposait et qu'on essayait de nouvelles méthodes, elles se révélaient souvent moins robustes qu'on ne s'y attendait. Ainsi, il a fallu en plusieurs cas modifer des méthodes figurant dans des versions préliminaires. Il se peut que certaines de celles qui figurent dans la présente version exigent d'être modifiées à l'avenir pour améliorer leurs résultats. Aussi, dans son ensemble comme dans son détail, le présent volume ne saurait-il être tenu pour le dernier mot en matière d'estimation démographique.

Sa seconde qualité est d'être conçu pour les utilisateurs. On s'est attaché à la façon d'appliquer les techniques d'estimation. Des exemples détaillés en sont fournis et on a eu tendance, dans l'ensemble, à inclure plutôt trop de détails que pas assez. Cette conception contraste fortement avec la pratique normalement suivie dans les articles publiés par les revues spécialisées, qui sont souvent les seules sources de renseignements publiées sur les méthodes de mise au point récente. Manifestement, ceux qui sont déjà familiers de ces méthodes peuvent considérer tant de détail comme superflu ou accablant. Toutefois, l'expérience enseigne que le détail est utile à l'usager moins savant, pour qui il est essentiel de ne pas confondre les erreurs résultant d'une application fautive avec celles qui entachent les données utilisées.

En conséquence de cette conception, on s'est délibérément efforcé de simplifier autant que possible la description de chaque méthode et de sa logique. Cette attitude concorde certes avec le caractère pratique donné au *Manuel,* mais en réduit l'intérêt théorique. Donc, le lecteur y trouvera des renseignements concernant les techniques existantes, les hypothèses fondamentales sur lesquelles elles reposent, certains principes directeurs au sujet des cas où il ne convient pas de les utiliser, des exemples détaillés de la façon de les appliquer et une certaine orientation quant à l'interprétation des résultats qu'elles fournissent; mais même l'assimilation du *Manuel* tout entier ne l'éclairera guère sur la façon d'élaborer de nouvelles techniques ou des variantes de celles qui existent. En ce sens, le *Manuel* se veut plus un instrument qu'une théorie générale de l'estimation indirecte. Celui qui s'intéresse à une présentation plus théorique devra consulter les articles parus dans les publications démographiques, dont les références sont données au texte.

La portée du *Manuel* se trouve encore limitée du fait qu'il traite surtout de l'estimation de la fécondité et de la mortalité dans les pays en développement. La population de ces pays présente d'autres phénomènes démographiques (migration, par exemple) qui ne sont pas traités ici. Théoriquement, rien n'empêche que les techniques décrites soient appliquées à des données exactes provenant de pays développés (et, de fait, beaucoup d'entre elles l'ont été, avec des résultats généralement très satisfaisants), si ce n'est que de telles applications ne sont pas nécessaires pour évaluer les données, quand bien même elles présentent souvent de l'intérêt pour évaluer la méthodologie. L'un des domaines de l'analyse démographique pour les pays développés où les techniques se sont révélées utiles est la démographie historique, où on ne peut pas toujours supposer que les données sont exactes. Tant que les hypothèses sous-jacentes sont plus ou moins satisfaites, les méthodes présentées ici peuvent s'appliquer dans quelque condition que ce soit, encore que leur utilisation puisse n'être pas nécessaire.

Le défaut le plus grave peut-être du présent *Manuel* est de ne pas guider suffisamment dans l'appréciation des résultats, aspect de l'analyse que les publications négligent quelque peu. La raison en est que cette évaluation est extrêmement complexe et varie beaucoup d'une application à l'autre. Il est donc presque impossible d'en donner des règles générales. Le défaut du *Manuel* à cet égard s'aggrave quelque peu de sa conception modulaire. Chacune de ses parties étant conçue autant que possible comme un tout, la plupart des exemples y sont présentés de façon indépendante, ce qui ne laisse guère de place pour ces comparaisons entre les méthodes, les périodes ou les données, qui sont si éclairantes dans l'analyse effective. Comme les études par pays préparées par le Comité de la population et de la démographie du Conseil national de la recherche s'efforcent de brosser des tableaux cohérents de l'évolution démographique d'une population, tenant compte de toutes les données pertinentes dont on

dispose, elles fournissent plus d'aperçus sur l'évaluation des résultats donnés par des méthodes, des ensembles de données et des périodes différentes et sur la façon dont on peut tirer parti d'une série d'estimations imparfaitement concordantes. Il est donc recommandé aux lecteurs du *Manuel* de se reporter aux rapports par pays cités à la fin de la présente introduction, comme autant d'exemples de la façon dont les résultats fournis par les méthodes décrites peuvent s'employer effectivement en combinaison et non isolément.

B.—Définition des techniques indirectes d'estimation démographique

L'estimation démographique consiste en un essai de mesure des valeurs des paramètres démographiques de base, tels que taux de natalité, taux de mortalité, ou niveau de la fécondité globale, dans des conditions moins qu'idéales. Ces paramètres indiquent la façon dont une population évoluera dans le temps en ce qui concerne son effectif et sa répartition par âge.

L'adjectif ''indirectes'' servant à qualifier certaines des techniques de l'estimation démographique provient du fait que ces techniques fournissent des estimations d'un certain paramètre à partir de renseignements qui ne se rapportent qu'indirectement à sa valeur. Exemple classique, la proportion des enfants décédés parmi tous ceux qui sont nés vivants de mères âgées de 20 à 24 ans sert à estimer la probabilité de décès avant l'âge de 2 ans. La proportion ainsi observée se rapporte manifestement aux conditions de la mortalité, mais n'est pas une pure mesure de celle-ci, puisqu'elle dépend d'autres paramètres. Il faut tenir compte de ces autres paramètres, d'ordinaire au moyen de méthodes fondées sur des modèles démographiques, pour convertir cette proportion en une fonction des tables de mortalité. Donc, non seulement le renseignement sert ''indirectement'', mais encore la démarche suivie, quoique très simplifiée en pratique, n'est nullement directe en théorie. Son caractère indirect varie toutefois beaucoup selon les méthodes, en ce qui concerne tant le recours aux modèles que le nombre de facteurs indésirables dont il faut tenir compte. L'adjectif ''indirecte'' sert donc à qualifier toute méthode d'estimation qui recourt aux modèles ou qui opère des contrôles de concordance, ou même qui utilise des données conventionnelles de façon non conventionnelle.

C.—Nécessité de l'estimation indirecte

Traditionnellement, l'estimation démographique s'est fondée sur les données réunies par les recensements et par un système d'état civil. Un tel système est d'ordinaire chargé d'enregistrer les événements de l'existence (naissances, décès, mariages, divorces, etc.) à mesure qu'ils surviennent. Doublé de dénombrements périodiques de la population (recensements), il permet de calculer les paramètres démographiques. En supposant sans défaut aussi bien la tenue des registres d'état civil que les opérations de recensement, on peut calculer directement les paramètres démographiques à partir des données réunies; et il n'y a pas lieu à estimation indirecte. Malheureusement, en maints pays aujourd'hui, les systèmes de collecte qu'on vient de décrire ou bien n'existent pas, ou bien fonctionnent si mal que les estimations tirées directement des données qu'ils fournissent en sont viciées.

On connaît certains des défauts que peut présenter un système d'état civil, quand il existe. Le principal est de ne pas enregistrer tous les événements de l'existence dès qu'ils surviennent. Par exemple, on sait que des naissances restent non déclarées pendant plusieurs années. C'est seulement quand l'enfant est en âge d'entrer à l'école publique, ou dans quelque autre institution qui exige un certificat de naissance, qu'il est déclaré. Dans les pays où une bonne partie de la population n'est jamais allée à l'école ou n'a jamais eu de rapport avec des institutions officielles qui exigent des pièces d'identité, bien des naissances peuvent n'être jamais enregistrées. Il en va de même des enfants qui meurent en bas âge; en pareil cas, les parents peuvent tenir pour futile la déclaration de la naissance ou du décès. Quant aux décès des personnes adultes, ils peuvent soit être déclarés peu après, soit ne pas l'être du tout. Dans la plupart des pays, le décès doit être déclaré pour l'obtention d'un permis d'inhumer. Donc, la nécessité de le déclarer sans tarder y sera plus ressentie, surtout dans les villes où l'ensevelissement n'est souvent permis qu'en des lieux déterminés, dont les administrateurs sont sous la tutelle de fonctionnaires de l'Etat. Toutefois, la nécessité d'un permis d'inhumer peut pratiquement disparaître dans les campagnes, dont les liens avec l'administration sont relâchés. Il n'est donc pas surprenant de constater que, en dépit de l'obligation légale de déclarer les décès, beaucoup ne sont jamais enregistrés. Le système d'état civil peut aussi mal enregistrer certaines caractéristiques, comme l'âge lors du décès, l'âge de la mère lors d'une naissance, ou sa parité.

Les recensements, deuxième élément des sources traditionnelles de l'estimation démographique, sont également loin de fournir des données sans défaut. Deux genres d'erreur les entachent surtout : dénombrement incomplet de la population considérée (quoique, à l'occasion, certains recensements en aient indûment grossi le nombre) et fausse déclaration de leur âge par les enquêtés. Il arrive très souvent aussi que le dénombrement soit moins complet selon l'âge et le sexe (les omissions tendent à porter plus fréquemment sur les jeunes enfants que sur les adultes), avec des effets qu'on ne peut pas toujours séparer de ceux de fausses déclarations quant à l'âge.

D.—Evolution de l'estimation indirecte et contenu du *Manuel*

Devant l'impossibilité de tirer directement, des sources traditionnelles de données, des mesures acceptables des paramètres démographiques, les démographes ont élaboré un ensemble de techniques qui permettent leur estimation indirecte. Cette élaboration a suivi deux voies principales : recherche de méthodes robustes pour analyser les données réunies par les systèmes traditionnels (par exemple une méthode destinée à estimer un taux de mortalité à partir de données d'état civil d'exactitude incertaine); ou recherche de questions auxquelles on peut répondre avec une exactitude acceptable et qui fournissent assez de renseignements sur un phénomène démographique donné pour permettre l'estimation indirecte de sa grandeur (par exemple

utilisation de renseignements sur le nombre d'orphelins pour estimer la mortalité adulte).

Parce qu'elles reposent sur des questions d'un genre particulier, les méthodes indirectes d'estimation du second type se sont trouvées étroitement associées aux enquêtes par sondage. En fait, de telles enquêtes fournissent peut-être le meilleur moyen de réunir les données requises pour ces techniques[1].

Lors des premières tentatives faites pour obtenir des estimations des paramètres démographiques à partir de données réunies au moyen d'enquêtes par sondage, les questions mises à l'essai étaient celles, simples et directes, que suggéraient les sources traditionnelles de données. Pour estimer un taux de natalité, il fallait connaître le nombre des naissances au cours d'une certaine année et, donc, demander : "Combien y a-t-il eu de naissances dans votre ménage l'année dernière ?" On s'est bientôt aperçu que mieux valait demander à chaque femme pubère du ménage : "Combien d'enfants avez-vous eus l'année dernière ?" et inscrire son âge. Grâce à cette indication, on pouvait aussi estimer des taux de fécondité par âge. Pour estimer un taux de mortalité, on posait une question sur les décès survenus dans le ménage pendant l'année précédant l'enquête. Le cas échéant, enregistrer l'âge et le sexe du décédé permettrait d'estimer des taux moyens de mortalité par âge et par sexe, d'où on tirerait une table de mortalité. On obtenait ainsi un profil démographique complet, grâce à deux ou trois simples questions.

Malheureusement, les résultats obtenus grâce à ces enquêtes n'ont pas répondu aux attentes. Presque toujours les taux de mortalité étaient trop bas et, d'ordinaire, les taux de natalité ne paraissaient pas plausibles. Pour expliquer le défaut de la question sur les décès, on a dit que les gens n'aiment pas en parler et qu'ils souhaitent les oublier. On a soutenu aussi que le décès survenu dans un ménage peut en entraîner la dissolution, de sorte qu'il était plus probable qu'aucun adulte ne soit décédé l'année précédente dans les ménages existant à la date de l'enquête que dans ceux existant à un autre moment de l'année.

Autre raison invoquée pour le mauvais résultat de ces questions, les enquêtés risquaient de se tromper quant à la durée de la période mentionnée. La vague expression "durant l'année précédente" pouvait ne pas être interprétée par eux comme désignant les douze mois précédant l'entretien, mais être plus longue ou moins longue, selon les facteurs culturels.

De nouveaux essais avec d'autres libellés de ces questions ont montré qu'on pouvait en améliorer quelque peu les résultats en les précisant davantage. Par exemple, on devait spécifier autant que possible la période considérée, de préférence en donnant des dates qui présentaient une importance particulière pour la population interrogée. Ainsi, lors d'une enquête qui a lieu dans la seconde moitié de novembre 1978, par exemple, mieux vaut demander : "Combien d'enfants avez-vous eus depuis le 1er janvier de cette année ?" que "Combien d'enfants avez-vous eus depuis le 22 novembre 1977 ?" Le premier libellé ne porte pas sur une année complète, mais donne un meilleur résultat que le second dans une collectivité accoutumée au calendrier, car il est improbable que le 22 novembre soit une date importante pour l'enquêté. Les erreurs systématiques qui se produisent quand on limite les renseignements réunis à des périodes de moins d'un an sont plus faciles à corriger que celles qui résultent de réponses inexactes.

Pourtant, si les données fournies par ces questions (ou par les plus récents et meilleurs libellés utilisés pour connaître les naissances récentes, à savoir "quelle est la date de votre dernière naissance ?") posées à toutes les femmes en âge de procréer, sont meilleures, elles sont encore loin d'être parfaites. Omissions et erreurs de mémoire persistent toujours à divers degrés, rendant nécessaires des instruments analytiques spéciaux pour évaluer et corriger les données fondamentales. Voilà quelque 20 ans, Brass[2] a proposé une méthode qui permet de rectifier les déclarations relatives aux naissances de l'année précédente. Cette méthode se fonde sur l'idée simple qui consiste à comparer la fécondité globale ou cumulée (nombre total d'enfants nés vivants) déclarée par les jeunes femmes avec la fécondité cumulée pour la période considérée, tirée d'une question sur les naissances de l'année précédente. Brass soutient que, bien que le nombre de naissances déclarées comme étant survenues au cours de l'année précédant l'enquête puisse être inexact, l'erreur sera à peu près constamment proportionnelle à l'âge de la mère, de sorte qu'on peut accepter le schéma de la fécondité récente selon l'âge, même si l'on doit rejeter le niveau de cette fécondité. De même, on peut s'attendre que les jeunes femmes déclarent plus exactement leur fécondité globale, car leurs enfants sont nés assez récemment, de sorte qu'on peut se fier au niveau de cette fécondité. La correction proposée par Brass consiste à adopter les deux éléments les plus fiables des renseignements disponibles, en partant du schéma de la fécondité selon l'âge tirée du nombre de naissances observées l'année précédente et en le mettant à l'échelle voulue pour correspondre au niveau de fécondité indiqué par la fécondité totale qu'ont déclarée les jeunes femmes.

Cette idée a suscité toute une série de méthodes exploitant les données sur les enfants nés vivants, obtenues en demandant aux femmes en âge de reproduire : "Combien d'enfants, nés vivants, avez-vous eus ?" Ces méthodes sont présentées au chapitre II. Autant que possible, toutes tiennent compte des défauts usuels des données sur les enfants nés vivants, comme la tendance des femmes âgées à en déclarer moins qu'elles n'en ont réellement eus. On a expliqué cette tendance en disant que ces femmes soit omettent leurs enfants décédés, soit ne déclarent que ceux qui vivent encore avec elles. Ces omissions peuvent se minimiser par des questions plus précises, comme : "Combien avez-vous d'enfants vivant avec vous ?", "Combien avez-vous d'enfants vivant ailleurs ?", "Combien avez-vous eu d'enfants qui sont décédés ?" La

[1] On trouvera une analyse approfondie des différentes techniques actuelles de collecte des données dans 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, "Utilisations des données des recensements et des enquêtes pour l'estimation des taux de natalité et de mortalité" (E/CN.14/CAS.4/VS 7), rapport préparé pour le Cycle d'étude sur les statistiques d'état civil, Commission économique pour l'Afrique, Addis-Abeba, 14-19 décembre 1964.

somme des réponses à ces questions donne le nombre voulu d'enfants nés vivants.

De surcroît, les données sur les enfants nés vivants réunies grâce à ces trois questions donnent le nombre d'enfants survivants. Le rapport entre ces deux nombres, c'est-à-dire la proportion d'enfants survivants, est admis depuis longtemps comme un indicateur de la mortalité juvénile; et Brass[3] a été le premier à proposer une méthode pour transformer ces rapports (calculés pour les femmes dans chaque groupe d'âge quinquennal) en mesures de la mortalité selon les tables. Au chapitre III sont présentées certaines variantes de sa méthode originale. Elles constituent probablement les plus efficaces techniques d'estimation démographique indirecte, vu surtout la difficulté de tirer des registres d'état civil des estimations valables de la mortalité des enfants quand, comme on l'a déjà signalé, leurs décès sont particulièrement susceptibles d'être omis.

En ce qui concerne l'estimation de la mortalité adulte, deux démarches ont été élaborées presque simultanément. La première se fonde sur la possibilité de réunir des données qui procureraient indirectement des renseignements sur ce point. L'enquête démographique par sondage fournit un moyen idéal de collecter ces données, car elle permet de poser les questions dont on attend qu'elles fournissent des résultats suffisamment fiables qu'on peut tester sans grands frais. Jusqu'ici, deux questions se sont révélées utiles pour estimer la mortalité adulte. L'une, proposée par Brass et Hill[4] pour estimer la mortalité féminine, demande à chaque membre de la population s'il a encore sa mère (''Votre mère vit-elle toujours ?''); l'autre sert à estimer la mortalité, masculine ou féminine, en demandant si le premier conjoint de ceux qui se sont mariés au moins une fois vit toujours (''Votre premier mari vit-il toujours ?''; ''Votre première femme vit-elle toujours ?''). On a constaté que les réponses à ces questions présentent quelques biais caractéristiques. Les jeunes enfants qui ont perdu leur mère vivent très souvent avec une mère adoptive; et, de celui qui répond à la question de savoir si sa mère vit toujours, on ne peut attendre qu'il fasse une distinction, soit par ignorance de l'adoption, soit par le sentiment qu'il n'y a pas lieu d'en parler. (D'ailleurs, s'agissant de jeunes enfants, ce ne sont pas eux qui répondent, la plupart des renseignements étant fournis par un membre adulte du ménage.) Donc, la fréquence de l'orphelinage chez les jeunes est souvent sous-dénombrée, et on ne saurait estimer avec sûreté la mortalité adulte des jeunes femmes. Les données sur le veuvage, par ailleurs, dépendent du remariage. Pour éviter ce problème, on doit seulement demander si le premier conjoint vit toujours, et la question doit marquer la distinction aussi nettement que possible. De plus, dans les pays où une bonne partie des unions sont libres (c'est-à-dire non légalisées), on doit faire comprendre à l'enquêté que les termes ''conjoint'' et ''concubin'' sont équivalents. Bien libellée, cette question peut fournir des données de bonne qualité. Toutes les méthodes existantes d'estimation de la mortalité adulte fondées sur des données concernant l'orphelinage et le veuvage sont exposées au chapitre IV.

Dans le second mode d'estimation de la mortalité adulte, Brass[5] a essayé de se servir des données existantes, tirées soit d'un système de registres soit d'une question sur les décès survenus l'année précédente posée au cours d'une enquête, sur le nombre de décès classés par âge et par sexe survenus au cours d'une période déterminée (d'ordinaire un an) dans une certaine population dont la répartition par âge est connue. Un modèle simple a été élaboré : associant la répartition par âge des décès déclarés à la répartition par âge de la population, il se fonde sur l'hypothèse que les décès sont sous-déclarés de façon égale à chaque âge et que la population est stable; ce modèle a servi de méthode pour estimer l'ampleur du sous-enregistrement relatif. Cette méthode ainsi qu'une technique analogue proposée par Preston et Coale[6] sont présentées au chapitre V.

La plupart des techniques qu'on vient de décrire s'appliquent à des données généralement réunies lors d'enquêtes par sondage, bien que ce soit essentiellement des considérations de coût qui empêchent de les rassembler au moyen de recensements, lesquels ne sont après tout qu'une enquête d'un genre particulier. Pourtant, il est constant que les recensements ne posent guère de questions nécessaires à l'estimation indirecte : l'une des raisons est que les questionnaires doivent rester courts sous peine de compromettre la qualité d'ensemble des données. Il est donc courant que les recensements n'établissent que la répartition par âge et par sexe de la population dénombrée et peut-être réunissent quelques renseignements sur la composition des ménages en ce qui concerne la partie démographique. Trois questions suffisent à cet effet : la première sur l'âge, la deuxième sur le sexe et la troisième sur la relation existant entre chaque membre du ménage et son chef. Presque tous les recensements effectués au cours du XXe siècle ont compris des questions sur l'âge et le sexe, de sorte que, en maints pays, on connaît la répartition de la population par âge et par sexe à différentes dates. L'élaboration de modèles mathématiques qui rattachent divers aspects de la croissance démographique à la répartition observée par âge[7] a suscité plusieurs techniques d'estimation fondées sur la structure par âge à une époque déterminée[8]. Ces techniques utilisent souvent des jeux de modèles de mortalité ou de modèles de répartition par âge concernant des populations théoriquement stables. On les appelle ''tables de mortalité types'' et ''populations stables types'', et certains de ceux qui existent sont décrits au chapitre Ier. Les techniques d'estimation qui s'en servent sont présentées au chapitre VII.

[3] *Ibid.*

[4] W. Brass et K. H. Hill, ''Estimating adult mortality from orphanhood'', *Conférence internationale de la population, Liège, 1973* (Liège, Union internationale pour l'étude scientifique de la population, 1973), vol. 3, p. 111 à 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).

[6] Samuel H. Preston, Ansley J. Coale, James Trussell et Maxime Weinstein, ''Estimating the completeness of reporting of adult deaths in populations that are approximately stable'', *Population Index*, vol. 46, n° 2 (été 1980), p. 179 à 202.

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

[8] *Manuel IV : Méthodes permettant d'estimer les mesures démographiques fondamentales à partir de données incomplètes* (publication des Nations Unies, numéro de vente : F.67.XIII.2).

Traditionnellement, les renseignements fournis par une question posée lors d'un recensement sur la relation avec le chef du ménage ne servaient pas à l'estimation démographique. Cette situation a changé quand Cho[9] a proposé une méthode qui utilise la relation déclarée avec le chef du ménage pour déterminer, autant que possible, la mère de chaque enfant dénombré. Cette mère étant déterminée, on connaît son âge et celui de l'enfant; et on peut calculer les taux de fécondité par âge pour chacune des 10 ou 15 années précédant le recensement si l'on dispose d'estimations de la mortalité juvénile et de la mortalité féminine adulte. Dans les pays où les jeunes enfants ne sont pas relativement sous-dénombrés, où la plupart d'entre eux vivent avec leur mère et où les âges déclarés sont suffisamment exacts, cette méthode donne de bons résultats. Elle convient particulièrement pour étudier la répartition par âge de la fécondité, pourvu, certes, que les âges déclarés ne soient pas trop inexacts. Cette méthode est présentée au chapitre VIII, car elle exige pour son application des estimations de paramètres démographiques qu'on obtient d'ordinaire par les méthodes décrites dans les chapitres précédents.

Enfin, si un pays possède un système satisfaisant d'enregistrement des décès, il peut être possible de comparer les mentions de ces registres avec les indicateurs de mortalité fournis par des recensements successifs, car la différence entre les effectifs dénombrés de la même cohorte à deux dates différentes ne peut, en l'absence d'une migration nette, résulter que de la mortalité. Une méthode qui, par comparaison des décès enregistrés et des chiffres des recensements, permet d'estimer le sous-enregistrement des décès et la complétude relative des dénombrements opérés par recensement[10] est présentée au chapitre IX.

E.—Emploi du *Manuel*

Le *Manuel* est destiné à décrire certaines des techniques les plus prometteuses dont on dispose actuellement pour estimer indirectement les paramètres démographiques. Chacune des techniques présentées se fonde sur un modèle plus ou moins simplifié de la réalité, "modèle" désignant ici un ensemble de relations mathématiques entre variables démographiques pertinentes. Pour appliquer convenablement chaque technique, il est essentiel de comprendre le modèle sur lequel elle repose, c'est-à-dire d'avoir une idée claire des hypothèses ou suppositions sur lesquelles il se fonde. Dans la description donnée de chaque technique, on a donc toujours fait ressortir les hypothèses sur lesquelles se fonde son modèle.

Les modèles présentés tiennent souvent compte de certains défauts que risquent de présenter les données. Par exemple, la technique qui permet d'estimer la fécondité globale en comparant la fécondité cumulée avec la parité moyenne déclarée suppose expressément que la fécondité récente a la forme juste, mais non pas nécessairement le niveau. En d'autres termes, elle tient compte des défauts notés dans les données relatives à la fécondité récente, et, en conséquence, sa conception la protège contre les erreurs typiques qui entachent les données. Autant que possible, les autres techniques se fondent aussi sur des modèles qui tiennent quelque compte de ces erreurs et conviennent donc bien pour estimer les paramètres démographiques à partir de jeux de données qui sont loin d'être parfaits.

Toutefois, malgré leur grande efficacité, ces techniques ne résolvent pas tous les problèmes que pose l'estimation démographique. Par exemple, leurs résultats n'échappent pas totalement aux effets des fausses déclarations d'âge et ne sont pas complètement satisfaisants en cas d'erreurs différentielles par âge. Donc, l'analyste qui s'en sert sera bien inspiré d'évaluer soigneusement la qualité des données qu'il analyse avant d'accepter ou de rejeter les valeurs des paramètres données par de telles méthodes indirectes. Si une gamme de techniques indirectes peut s'appliquer à un cas particulier, il est improbable que leurs résultats concordent entièrement. Le choix de l'estimation finale parmi celles qui s'offrent doit se fonder sur la connaissance du fonctionnement général des méthodes, des ensembles de données utilisées, ainsi que du pays et de ses coutumes. De tels jugements se fondent largement sur l'expérience, et on n'a pas tenté dans le présent *Manuel* d'en donner d'autres règles générales; on a seulement indiquer comment une certaine erreur affecte le résultat d'une méthode particulière.

Le principe qui a présidé à la rédaction du *Manuel* a été de décrire de la façon la plus simple possible les hypothèses et, le cas échéant, les modèles sur lesquels se fonde chaque technique et de fournir au lecteur une description détaillée de l'application effective de chaque méthode. Chacune des sections consacrées à cette description se divise d'ordinaire en quatre parties. La première expose la base de la méthode et sa logique; la deuxième énumère les données requises pour son application; la troisième décrit, en termes généraux, comment elle s'applique; et la quatrième fournit un exemple de son application à des données concrètes. Ces deux dernières parties se subdivisent en opérations successives clairement libellées.

Autant que possible, chacune des sections descriptives est conçue de façon à être indépendante des autres, de sorte que le lecteur peut s'y reporter sans avoir à parcourir tout le volume. A l'occasion, quand une section ne forme pas un tout complet qui s'explique de soi, le lecteur est renvoyé à d'autres parties du *Manuel* où sont expliqués les concepts ou procédés nécessaires. Toutefois, avant d'utiliser une méthode, il doit toujours lire l'introduction du chapitre correspondant, où sont exposées les caractéristiques générales des données.

En général, toutes les techniques présentées sont d'application assez aisée. Les procédés décrits conviennent particulièrement à l'analyste doté d'une calculatrice de poche et d'un peu de patience et disposé à effectuer avec soin des calculs parfois longs. La formation requise pour comprendre les hypothèses et procédés décrits aux chapitres II à IX consiste à s'être familiarisé avec les mesures démographiques fondamentales et à connaître l'algèbre. Toutefois, on reconnaît que pour saisir pleinement l'élaboration mathématique des modèles dé-

[9] Lee-Jay Cho, "The own-children approach to fertility estimation: an elaboration", *Conférence internationale de la population, Liège, 1973* (Liège, Union internationale pour l'étude scientifique de la population, 1973), vol. 2, p. 263 à 280.

[10] S. Preston et K. Hill, "Estimating the completeness of death registration", *Population Studies*, vol. 34, n° 2 (juillet 1980), p. 349 à 366.

mographiques présentés au chapitre Ier il faut bien connaître les statistiques et le calcul intégral. Ce chapitre, qui présente les modèles démographiques d'une façon fort utile pour comprendre les autres chapitres, n'est pas aussi simple que ces autres chapitres et, bien qu'il soit recommandé à chacun de le lire, il n'est pas nécessaire d'en assimiler complètement le contenu pour appliquer avec succès les méthodes décrites.

Le présent *Manuel,* espère-t-on, accomplira la double fonction d'instrument didactique particulièrement indiqué pour ceux qui souhaitent apprendre comment opérer une estimation démographique indirecte et de manuel pour le démographe expérimenté qui a besoin d'un guide commode pour appliquer une série de techniques d'estimation démographique. A ces deux catégories de lecteurs, il est fortement recommandé que, avant d'aborder les techniques, ils lisent entièrement l'introduction, car elle contient les renseignements nécessaires pour comprendre les conventions et notations utilisées dans l'ensemble du texte. De plus, si dans un chapitre une seule méthode intéresse l'usager, il lui est recommandé de lire d'abord l'introduction du chapitre. Elle énonce d'ordinaire les hypothèses sur lesquelles se fonde la méthode et les erreurs caractéristiques du genre de données utilisées. Aussi ne doit-elle pas être négligée.

Les techniques présentées ont été groupées en chapitres selon le genre des données qu'elles requièrent et non pas selon celui des estimations qu'elles fournissent. Donc, la personne qui s'intéresse aux genres de paramètres plus qu'aux genres de données doit lire plusieurs chapitres. Par exemple, les taux de fécondité par âge peuvent s'estimer à partir de données sur les enfants nés vivants ou à partir de données provenant de recensements et d'enquêtes quand il est possible d'attribuer à chaque mère sa progéniture; cette dernière méthode est présentée, avec les autres techniques de projection rétrospective au chapitre VIII, alors que toutes les techniques qui se servent de données sur les naissances vivantes pour estimer la fécondité sont présentées au chapitre II. La même observation s'applique à l'estimation de la mortalité adulte, qui peut s'opérer quand on dispose d'une répartition des décès par âge et par sexe ou de données sur l'orphelinage et le veuvage, ou même de répartitions par âge successives. Le tableau 1 et les tableaux d'indices annotés de chaque chapitre faciliteront, on l'espère, le choix des techniques applicables aux divers jeux de données.

Pour conclure, il faut souligner que, bien que tous les exemples présentés se fondent sur des données réelles, les résultats de l'application d'une méthode donnée à un ensemble isolé de renseignements ne sauraient être tenus pour définitifs. Fréquemment, l'application d'une méthode exige plusieurs éléments d'information provenant de plusieurs jeux ou sources de données; il est impossible, dans le cadre du présent *Manuel,* de préciser dans chaque cas si ces éléments d'information extérieurs sont satisfaisants. Dans d'autres cas, l'application d'une certaine méthode révèle entre les données des contradictions qui rendent les résultats suspects. En pareil cas, il faut poursuivre l'examen et l'explication pour résoudre ces contradictions. Pourtant, étant donné que le *Manuel* se propose de démontrer la façon d'appliquer les méthodes et non pas de figurer de façon complète et cohérente les cas étudiés, on n'a en général pas cherché à valider soigneusement les résultats obtenus. Donc, bien que le *Manuel* soit propre à instruire l'usager de la façon d'obtenir les pièces du puzzle, il n'insiste pas sur la façon de les assembler pour former un tableau cohérent de l'état démographique de la population considérée.

Tableau 1
GUIDE SCHÉMATIQUE DU *MANUEL X*

Chapitre	*Genre de données requises*	*Paramètres estimatifs*
II.—Estimation de la fécondité à partir de renseignements sur les enfants nés vivants	Enfants nés vivants	Fécondité totale
	Naissances au cours de l'année précédente	Taux par âge
	Nombre de femmes	Taux de natalité
	Population totale	
III.—Estimation de la mortalité juvénile à partir de renseignements sur les enfants nés vivants et survivants	Enfants survivants	Probabilités de survie à partir de la naissance : 1(2), 1(3), 1(5), 1(10), 1(15), 1(20)
	Enfants décédés	
	Enfants nés vivants	
	Nombre de femmes	
IV.—Estimation des probabilités de survie adulte à partir de renseignements sur l'orphelinage et le veuvage	Enquêtés dont la mère vit toujours	Probabilités de survie, de 25 ans à 25 + x pour x = 10, 15, . . . 60 parmi les femmes
	Enquêtés dont la mère est décédée	
	Enquêtés dont le père vit toujours	Probabilités de survie, de 32,5 (ou 37,5) ans à 35 + x ou 40 + x pour x = 10, 15, . . . 55 parmi les hommes
	Enquêtés dont le père est décédé	
	Nombre de femmes non célibataires dont le premier mari vit toujours	Probabilités de survie, de 20 ans à un âge x pour x = 25, 30, . . . 60 parmi les hommes
	Nombre de femmes non célibataires dont le premier mari est décédé	
	Nombre d'hommes non célibataires dont la première épouse vit toujours	Probabilités de survie, de 20 ans à un âge x pour x = 25, 30, . . . 55 parmi les femmes

Tableau 1 (suite)

Chapitre	*Genre de données requises*	*Paramètres estimatifs*
	Nombre d'hommes non célibataires dont la première épouse est décédée	
V.—Estimation de la mortalité adulte à partir de renseignements sur la répartition des décès par âge	Décès classés par âge	Facteur de correction des décès
	Population classée par âge	Taux global corrigé de mortalité par âge, à partir de 10 ans
	Taux de croissance	
VI.—Etablissement d'une table lissée de mortalité à partir d'un ensemble de probabilités de survie	Estimations de la mortalité juvénile	Table complète de mortalité
	Estimations de la mortalité adulte à partir de l'orphelinage ou du veuvage ou des registres de décès	
VII.—Estimation de la fécondité et de la mortalité au moyen de compositions stables types par âge	Taux de croissance	Taux de natalité
	Mortalité juvénile [$l(z)$]	Taux de mortalité
	Répartition par âge	Taux brut de reproduction
		Table de mortalité
VIII.—Estimation de la fécondité par les méthodes de projection rétrospective	Population classée par âge	Taux de natalité
	Estimations de la mortalité juvénile	
	Taux de croissance	
	Enfants dénombrés, par année de leur âge et par année d'âge de leur mère	Taux de fécondité par âge pour les 10 ou 15 années précédant le dénombrement
	Population féminine par année	Fécondité totale pour la même période
	Estimations de la mortalité juvénile	
	Estimations de la mortalité féminine adulte	
IX.—Estimation de la mortalité adulte au moyen des répartitions par âge données par des recensements successifs	Population dénombrée à deux dates distantes de cinq ou dix ans, classée par groupe quinquennal d'âge	Table de mortalité
	Population dénombrée à deux dates différentes, classée par âge	Complétude des registres, de décès
		Complétude des dénombrements des recensements
	Décès enregistrés entre les recensements, classés par âge	Table de mortalité

F.—Définitions et conventions

La présente section expose brièvement les conventions utilisées dans tout le *Manuel* au sujet des notations et de certaines définitions générales. Certes, les définitions propres à chaque chapitre sont données dans celui-ci; mais, pour éviter des répétitions, les symboles fréquemment utilisés sont définis ici.

La notation vient d'abord. La grande variété des concepts utilisés a *conduit* à attribuer au même symbole un sens différent selon le chapitre. Cette pratique viole certes les strictes conventions mathématiques, mais l'avantage de sa souplesse l'emporte de loin sur la légère confusion qu'elle pourrait éventuellement causer. Pour éviter toute erreur, le lecteur doit être averti des cas où le même symbole revêt des significations différentes. Dans un même chapitre, chaque symbole se rapporte toujours au même genre de donnée; toutefois, sa définition algébrique exacte peut varier selon les indices qui l'accompagnent. Par exemple, le symbole N représente d'ordinaire l'effectif d'un groupe d'âge; mais $N(x)$ sert à représenter l'effectif du groupe d'âge compris entre x et $x + 1$; ${}_5N_x$ désigne l'effectif dont les âges exacts se situent entre x et $x + 5$; $N(x+)$ représente l'effectif des personnes âgées de x années et plus; et $N(x-)$ l'effectif âgé de moins de x années. Certes, la définition exacte de chacune de ces variantes du symbole N est énoncée dans le chapitre où on l'emploie, mais il serait bon que le lecteur garde à la mémoire ces variations de sens qui sont fréquemment utilisées.

Autre exemple : P représente la parité moyenne. D'ordinaire, $P(i)$ représente la parité moyenne des femmes dont l'âge se situe de $x_1 = 10 + 5(i)$ à $x_2 = 10 + 5(i + 1)$; occasionnellement, ce symbole représente la parité moyenne des femmes dont le premier mariage a eu lieu entre $Y_1 = 5\ (i - 1)$ et $Y_2 = 5(i)$ années avant l'enquête. De plus, dans les sections traitant de plus d'une enquête, $P\ (i, t)$ sert à représenter la parité moyenne des femmes du groupe i au temps t.

Certains symboles revêtent des sens différents selon les chapitres. Comme le *Manuel* est conçu de façon modulaire, chaque chapitre ou module étant en grande partie indépendant des autres, cette multiplicité ne devrait pas créer de problèmes. Par exemple, il sera évident pour le lecteur que, au chapitre VIII, $C(x)$ représente la proportion de la population âgée de moins de x années; tandis qu'au chapitre V la lettre C sert à représenter le facteur estimatif de complétude des registres de décès. Chaque chapitre s'en tenant à une de ces deux définitions, on ne saurait les

confondre, tant qu'on se souvient que ces chapitres doivent être tenus pour indépendants.

Par ailleurs, certains symboles gardent le même sens dans tout le *Manuel*. Voici leurs définitions :

b : taux de natalité. Appelé plus précisément taux brut de natalité, c'est le quotient du nombre des naissances qui se produisent dans une population au cours d'une période donnée par le nombre des années-personne vécues par cette population pendant la même période. Ce dernier chiffre s'obtient en multipliant l'effectif de la population au milieu de la période considérée par la durée de cette période exprimée en années. Le taux s'exprime d'ordinaire en naissances pour 1 000 (habitants); sa valeur vraie est donc multipliée par 1 000. Le présent *Manuel* ne suit pas cette convention. Donc, les taux de natalité y sont inférieurs à l'unité et doivent se multiplier par 1 000 pour se comparer aux chiffres cités ailleurs;

d : taux de mortalité, de son nom complet taux brut de mortalité. C'est le quotient du nombre des décès survenus dans une population au cours d'une période donnée par le nombre d'années-personne vécues par cette population pendant cette période. Par approximation, on calcule souvent ce dernier nombre en multipliant la population au milieu de la période par la durée de cette période exprimée en années. D'ordinaire, les taux de mortalité sont aussi exprimés pour 1 000 (habitants) : leur vraie valeur est donc multipliée par 1 000. Cette pratique n'est pas suivie dans le présent *Manuel* où tous les taux de mortalité sont inférieurs à l'unité;

r : taux d'accroissement. Plus justement appelé taux brut d'accroissement naturel, r est la différence entre les taux de natalité et de mortalité définis ci-dessus. Les taux bruts d'accroissement naturel s'expriment souvent en pourcentage. A cette pratique, le *Manuel* déroge complètement; et, particulièrement dans ce cas, le lecteur doit en être averti de façon à pouvoir comparer comme il convient les chiffres cités ici et ceux qui se trouvent dans d'autres sources. Par exemple, on notera qu'une valeur de $r = 0{,}0280$, forme sous laquelle ce taux est exprimé ici, équivaut à un taux d'accroissement de 2,80 p. 100 exprimé de façon conventionnelle;

$q(x)$: probabilité de décès. Dans tout le *Manuel,* la probabilité, donnée par les tables de mortalité, de décéder entre la naissance et l'âge de x années s'écrit $q(x)$. Puisqu'il s'agit d'une probabilité, sa valeur ne peut dépasser l'unité. On pourrait la donner en p. 100 ou p. 1 000, mais ce n'est pas l'habitude. Le lecteur constatera donc que les valeurs $q(x)$ données ici revêtent la même forme que celle qui sert généralement ailleurs;

$l(x)$: probabilité de survie. La valeur de $l(x)$ est le complément de celle de $q(x)$: c'est-à-dire que $l(x) = 1 - q(x)$. Par définition, $l(x)$ est la probabilité de survie de la naissance à l'âge de x années; et, par convention, on l'exprime en p. 1 000 ou p. 10 000. Cette pratique est surtout suivie pour établir des tables de mortalité où $l(x)$ s'interprète aussi comme le nombre de personnes d'âge exact x dans une population stationnaire de base $l(0)$. Le choix discrétionnaire de la valeur de $l(0)$ revient à multiplier toutes les valeurs vraies de $l(x)$ par une constante, pour éviter les décimales. Dans la plus grande partie du *Manuel,* $l(0)$ est égal à l'unité; donc $l(x)$ ne dépasse jamais l'unité. Toutefois, il est fait exception à cette convention à la section D du chapitre IX, où la base des valeurs estimatives de $l(x)$ reste inconnue, ce qui interdit de les convertir en probabilités réelles de survie à partir de la naissance. L'usager doit noter la convention générale ainsi que cette exception principale pour tenir compte de la place finale de la virgule dans les calculs ou les comparaisons avec d'autres estimations;

e_x*:* espérance de vie. Ce symbole indique l'espérance moyenne de vie d'un groupe de survivants atteignant l'âge x. L'espérance de vie à la naissance s'écrit e_0. La valeur de e_x représente le nombre moyen d'années que les membres de la population stationnaire (selon la table, de mortalité) vivant à l'âge exact de x peut espérer encore vivre. La réciproque de e_x (c'est-à-dire $1/e_x$) est le taux de mortalité au-delà de l'âge x pour la population stationnaire. Le symbole e_x s'appelle encore espérance de vie à l'âge x;

${}_5m_x$*:* taux moyen de mortalité par âge. Ce symbole représente les taux moyens de mortalité calculés directement à partir du nombre des décès survenant parmi la population du groupe d'âge x à $x + 5$ et des années-personne vécues. Quand on calcule la mesure équivalente pour une population stationnaire (table de mortalité), on l'indique par un indice majuscule M, le symbole devenant alors $({}_5M_x)$;

P: parité moyenne. Les démographes définissent la parité comme le nombre de naissances vivantes pour chaque femme. La parité moyenne est donc le nombre moyen de naissances vivantes ou nombre moyen des enfants nés vivants, par femme. L'adjonction de l'indice i, indiquant que la parité moyenne se rapporte à des groupes d'âge différents, est devenue courante. Donc, au lieu d'indiquer la parité moyenne des femmes du groupe âgé de 15 à 19 ans par ${}_5P_{15}$, selon la notation actuarielle ordinaire, on a choisi le symbole $P(1)$. Plus facile à dactylographier, cette notation s'est largement répandue et a été adoptée pour le *Manuel.* En fait, on en a même mésusé, en un sens, car l'indice i représente, selon le cas, le groupe d'âge ou le groupe de durée du mariage, et son usage a été étendu à quelques autres variables que la parité. A cause de la simplicité et de l'emploi fréquent de cet indice dans le présent *Manuel* et ailleurs, le lecteur est invité à se familiariser avec lui;

f(i): taux de fécondité par âge. Dans le présent *Manuel,* ce symbole représente le taux de fécondité par âge des femmes dont l'âge se situe entre $x_1 = 10 + 5i$ et $x_2 = 10 + 5(i + 1)$. En général, l'indice i servant pour les parités est employé aussi pour les taux de fécondité par âge. Ainsi, $f(1)$ représente le taux de fécondité par âge pour les femmes âgées de 15 à 19 ans;

TF: fécondité totale. C'est par définition le nombre moyen d'enfants nés de femmes qui vivent pendant toute la durée de leur période de procréation. Il peut servir à mesurer soit une période, soit une cohorte. Mesurée à partir de données se rapportant à une période, la fertilité totale indique le nombre moyen d'enfants nés aux membres d'une cohorte hypothétique exempte de mortalité à laquelle s'appliquent, pendant tout le temps où elle peut

procréer, les taux de fécondité par âge pour la période considérée. Ainsi, si les femmes peuvent procréer entre 15 et 50 ans:

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

Exp et ln : respectivement, le logarithme exponentiel et naturel. Le symbole exp représente la valeur de e, nombre irrationnel, dont les sept premiers chiffres sont 2,718282. Ce nombre est défini en mathématiques comme la base des logarithmes naturels (logarithmes que le *Manuel* désigne par ln, alors que la notation courante est $\log_e$). L'emploi de fonctions exponentielles et logarithmiques est courant pour définir les modèles démographiques, et le lecteur doit se familiariser avec leurs propriétés mathématiques.

Sans être complète, cette liste des symboles utilisés toujours avec le même sens éclaire leurs caractères principaux. Le lecteur pourra avoir intérêt à s'y reporter chaque fois qu'ils apparaissent dans les chapitres ultérieurs.

Références additionnelles

Coale, Ansley J., Lee-Jay Cho et 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.)

Shorter, Frederic C. et 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.)

Chapitre premier

MODÈLES DÉMOGRAPHIQUES

A. — Généralités

Les modèles démographiques tentent de représenter les phénomènes démographiques sous la forme d'une ou plusieurs fonctions mathématiques se rapportant à deux ou plusieurs variables démographiques mesurables. Leur objet principal est de simplifier, de réduire une masse déroutante de chiffres à quelques paramètres de base intelligibles ou de permettre de représenter approximativement la réalité dépouillée de sa complexité.

Puisque tous ces modèles cherchent à représenter la réalité, ils se fondent à divers degrés sur des données concrètes. Pourtant, selon qu'ils dépendent plus ou moins des données observées, on peut en distinguer deux grandes catégories. D'une part, on trouve les modèles qu'on peut tirer d'un seul jeu de simples hypothèses ou postulats. Un exemple en est fourni par les populations stables types, modèle obtenu en supposant que la fécondité et la mortalité sont restées constantes pendant une période suffisamment longue. La preuve qu'une répartition initiale par âge tend vers un état stable après une longue période de fécondité et de mortalité constantes peut s'administrer mathématiquement sans aucun recours à quelque donnée observée que ce soit[1]. Pourtant, un modèle de ce genre n'est efficace que dans la mesure où il représente un phénomène effectif. Donc, bien que la population stable type ne soit pas tirée de l'observation des faits, son intérêt vient de ce qu'elle s'ajuste bien à la répartition par âge de populations qu'on peut raisonnablement tenir pour "stables" (c'est-à-dire dont la fécondité et la mortalité sont restées constantes de nombreuses années).

D'autre part, on trouve des modèles qu'on ne peut absolument pas établir sans disposer de données appropriées. Dans cette catégorie se rangent la plupart des tables types de mortalité qui ont été proposées. Elles découlent de l'analyse systématique des schémas de mortalité observés ainsi que de la découverte et de l'exploitation de schémas communs qu'ils présentent.

En général, la plupart des modèles se situent entre ces deux extrêmes; en d'autres termes, leur fondement n'est ni purement empirique ni purement théorique. En fait, certains sont passés de l'un à l'autre de ces fondements. Un exemple en est fourni par le modèle de nuptialité présenté d'abord par Coale[2]. Il provient d'une analyse des taux de mariages dans des populations choisies. Coale a découvert que, par une modification appropriée de leur étendue, de leur lieu et de leur zone, les courbes de nuptialité de ces populations pouvaient toutes se ramener à la même forme type. La poursuite de l'analyse a montré que cette forme pouvait se représenter exactement par une fonction de densité probabiliste, correspondant à la somme de variables aléatoires (dont une normale et plusieurs exponentielles).

Dans la théorie des probabilités, une variable aléatoire à distribution exponentielle sert fréquemment de modèle pour les périodes d'attente. La fonction de densité qui représente la courbe type de nuptialité suggère donc une séduisante explication du processus qui conduit au mariage : les femmes se présentent sur ce "marché" (c'est-à-dire deviennent des partis socialement acceptables) selon une distribution normale, et, dès lors, le temps qui s'écoule avant leur mariage est tout simplement la somme de plusieurs délais d'attente (le temps de trouver le bon fiancé, d'arranger les noces, etc.).

L'exposé de cette modalité particulière de création d'un modèle présente de l'intérêt, car il montre clairement tout le profit qu'on peut tirer d'une combinaison entre faits et théorie. En outre, ce modèle est particulièrement séduisant, car il réalise un amalgame quasi parfait de la réalité et de la théorie mathématique. Non seulement l'équation finale obtenue décrit très exactement les données observées, mais, de plus, l'interprétation qui en est donnée paraît parfaitement raisonnable. Le modèle proposé sert en même temps à résumer et à expliquer la réalité. L'idéal serait que chaque modèle remplisse ces deux conditions.

Malheureusement, les modèles élaborés pour d'autres phénomènes démographiques n'ont pas aussi bien réussi. Pourtant, certes, le but des chercheurs dans ce domaine est de parvenir à des modèles qui, tout en limitant autant que possible le nombre des paramètres qu'ils utilisent, sont également assez souples pour rendre compte de toutes les variables pertinentes qu'on peut observer dans les données réelles et dont la forme ainsi que les paramètres se prêtent à d'intelligentes interprétations de la réalité.

Les sections suivantes décrivent plusieurs modèles démographiques utiles relatifs à la mortalité, la nuptialité, la fécondité et la répartition par âge. Elles s'attachent aux modèles qui ont présenté de l'intérêt pour l'élaboration de techniques indirectes d'estimation, surtout grâce au rôle important qu'ils ont joué dans la simulation de données démographiques. Ces données simulées ont servi de base à l'étude des relations existant entre, d'une part, des quantités mesurées sans difficulté et, d'autre part, des paramètres démographiques fort utiles dont les valeurs sont malaisées à déterminer directement.

[1] Alfred J. Lotka et F. R. Sharpe, "A problem in age-distribution", *Philosophical Magazine*, vol. 21, n° 124 (avril 1911), p. 435 à 438; et 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, n° 2 (juillet 1971), p. 193 à 214.

B.—Modèles de mortalité : tables types de mortalité

Une table de mortalité présente un tableau sommaire des effets des taux de mortalité par âge sur une génération. Les tout premiers modèles démographiques ont tenté de présenter sous forme mathématique les variations de la mortalité avec l'âge et, en particulier, l'accroissement du risque de décès après l'enfance. Les tentatives de description, par une fonction mathématique unique, de la mortalité pendant toute la durée d'une existence se sont heurtées à des difficultés pour reproduire la forme caractéristique en U ou en J des taux de mortalité par âge. Cette difficulté a conduit à renouveler la conception des modèles de mortalité ou tables types de mortalité. Au lieu de tenter de le rapporter à l'âge seul, on a rapporté le risque de décès pour un âge donné aux risques observés à d'autres âges ou aux risques observés dans d'autres populations d'âge analogue. Les relations étudiées n'ont en général suggéré aucune interprétation théorique plausible des caractéristiques du processus de la mortalité; aussi la plupart des tables types de mortalité existant à ce jour se fondent-elles sur des données empiriques. Quatre systèmes au moins de ces tables ont été élaborés en limitant le choix à celles qu'on estimait possible d'établir à partir d'un examen des risques de mortalité calculés pour des populations réelles. Ces systèmes diffèrent par l'étendue d'expérience vécue qu'ils embrassent, de sorte que l'un peut mieux convenir que l'autre dans un cas particulier. Chacun est décrit en détail ci-après.

1. Tables types de mortalité des Nations Unies

Le premier jeu de tables types de mortalité a été élaboré par la Division de la population au Secrétariat des Nations Unies au cours des années 50[3]. Cet ensemble, ultérieurement publié après révision[4], se fonde sur une collection de 158 tables de mortalité observées pour chaque sexe. On a établi les tables types en supposant que la valeur de chaque paramètre ${}_5q_x$ (probabilité de décès entre les âges x et $x + 5$ dans la table de mortalité) est une fonction quadratique de la valeur du précédent paramètre q, à savoir ${}_5q_x - 5$ (sauf les deux premiers groupes d'âge, à savoir ${}_1q_0$ et ${}_4q_1$, tous les autres sont quinquennaux). L'hypothèse revient à dire qu'il suffit de connaître un seul paramètre de mortalité (${}_1q_0$ ou un "niveau" équivalent qui indexe les valeurs de ${}_1q_0$ utilisées) pour dresser une table de mortalité complète. Les tables types des Nations Unies sont donc à un seul paramètre.

Les coefficients des équations quadratiques qui rapportent la valeur de chaque paramètre ${}_5q_x$ à son prédécesseur n'étant pas connus *a priori*, il fallait les estimer à partir des données observées. On y a procédé par une analyse de régression portant sur les 158 tables disponibles pour chaque sexe. Dès lors, le calcul des tables types était simple : choisir arbitrairement une valeur commode pour ${}_1q_0$, la porter dans l'équation exprimant la relation de ${}_1q_0$ à ${}_4q_1$, de façon à obtenir une valeur de ${}_4q_1$ qui, à son tour, servirait à obtenir une valeur de ${}_5q_5$ par l'équation donnant la relation de ces deux derniers paramètres, et ainsi de suite.

Cette technique de calcul "en chaîne" présente des inconvénients intrinsèques, surtout si, comme c'est le cas, les équations quadratiques qui relient chaque paramètre au suivant ne sont pas exactes. Bien que la méthode de régression utilisée pour ajuster les équations aux données tienne quelque compte de la présence d'erreurs, elle suppose que la répartition de ces erreurs est connue et que leur moyenne est égale à zéro. La présence d'erreurs systématiques dont la moyenne n'est pas nulle (distorsions) risque d'altérer les estimations fournies par ces équations, fâcheux effets très susceptibles d'être accrus par le calcul en chaîne, où les erreurs entachant une estimation ne font que contribuer à fausser davantage la suivante.

De plus, les 158 tables servant de base de données à partir desquelles les coefficients de régression des équations ajustées ont été estimés n'étaient pas toutes de même qualité. Par l'emploi de nombreuses tables provenant de pays en développement, des données présentant de multiples défauts ont été incluses, et, faute de statistiques de mortalité pour de vastes étendues du monde, il n'était pas possible d'inclure des tables correspondantes dans la base de données.

A cause de ces défauts et du fait qu'un système à paramètre unique manque de la souplesse requise pour rendre convenablement la variété des cas qui se rencontrent dans la réalité, les tables des Nations Unies ont bientôt été remplacées par d'autres modèles qui, quoique se fondant sur une démarche analogue, tentaient d'éviter les pièges rencontrés par les créateurs de ce premier système. Celui-ci n'en a pas moins démontré l'utilité des tables types.

2. Tables régionales types de mortalité de Coale et Demeny

Ces tables[5] ont été publiées en 1966. Elles étaient tirées d'un ensemble de 192 tables de mortalité par sexe enregistrées pour des populations réelles. L'ensemble comprenait des tables pour plusieurs périodes (39 se rapportent à la période d'avant 1900 et 69 à la période suivant la seconde guerre mondiale). Les populations occidentales y prédominaient, avec un total de 176 tables pour l'Europe, l'Amérique du Nord, l'Australie et la Nouvelle-Zélande. Les 16 autres provenaient d'Afrique et d'Asie, à savoir 3 d'Israël, 6 du Japon, 3 de la province de Taiwan et 4 de la population blanche d'Afrique du Sud. Ces 192 tables avaient été choisies sur un ensemble initial de 326, dont on avait exclu celles dont les schémas par âge s'écartaient fortement de la normale. L'ensemble des 192 tables retenues provenait de données des registres et du dénombrement complet des populations correspondantes. La plupart se rapportaient à des pays tout entiers, mais quelques-unes correspondaient à des sous-régions, surtout quand elles montraient des caractères distinctifs qui persistaient avec le temps.

[3] *Schémas de variation de la mortalité selon l'âge et le sexe : tables types de mortalité pour les pays sous-développés* (publication des Nations Unies, numéro de vente : 55.XIII.9).

[4] *Manuel III: Méthodes de projections démographiques par sexe et par âge* (publication des Nations Unies, numéro de vente : 56.XIII.3).

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

Leur analyse préliminaire y faisait apparaître quatre schémas différents de mortalité. Leurs auteurs les ont appelés, respectivement, types Nord, Sud, Est et Ouest, à cause de la prédominance dans chacun des pays européens appartenant aux différentes régions : d'où l'adjectif "régional" appliqué à l'ensemble.

Les pays sur les tables de mortalité desquels repose chacun de ces schémas, ainsi que ses caractères saillants, sont étudiés ci-après.

a) *Type Est.* Ce modèle repose sur les tables provenant surtout d'Autriche, d'Allemagne (avant 1900), de République fédérale d'Allemagne (après la seconde guerre mondiale) et d'Italie du nord et du centre, avec certaines de Tchécoslovaquie et de Pologne. Si l'on en compare le schéma au "schéma normatif" (celui que présente la majorité des tables), leurs écarts à la norme forment une courbe en U, signe de taux de mortalité relativement élevés chez les petits enfants et les gens âgés (plus de 50 ans). Au total, 31 tables ont servi à établir ce type. L'espérance de vie y varie de 36,6 ans (Bavière, 1878) à 72,3 ans (Tchécoslovaquie, 1958).

b) *Type Nord.* Il repose sur des tables de mortalité observées pour l'Islande (1941-1950), la Norvège (1856-1880 et 1946-1955) et la Suède (1851-1890). Neuf tables ont servi à calculer ce schéma de mortalité, caractérisé par une mortalité infantile relativement faible, une mortalité juvénile relativement forte et des taux pour les personnes âgées de plus de 50 ans descendant de plus en plus au-dessous de la normale. Les populations auxquelles s'applique ce schéma souffraient très probablement de tuberculose endémique (ce que suggèrent les écarts positifs à la norme pour les âges moyens, entre 10 et 40 ans). Donc, ce type se recommande comme représentation adéquate de la mortalité dans les populations sujettes à cette maladie. L'espérance de vie varie de 44,4 ans (Suède, 1851-1860) à 74,7 ans (Norvège, 1951-1955).

c) *Type Sud.* Ce type se fonde sur des tables de mortalité pour l'Espagne, le Portugal, l'Italie, l'Italie méridionale et la région de la Sicile, portant sur une période qui va de 1876 à 1957. L'espérance de vie y varie de 35,7 ans (Espagne, 1900) à 68,8 ans (Italie méridionale, 1954-1957). Au total, 22 tables ont servi à établir ce type. Leur schéma se caractérise par une mortalité qui, par rapport à la norme, est forte pour les enfants de moins de 5 ans, faible entre 40 et 60 ans et forte au-delà de 65 ans.

d) *Type Ouest.* Ce type se fonde sur les tables restantes, c'est-à-dire celles qui n'ont pas servi à établir d'autres ensembles régionaux. Leurs schémas de mortalité ne s'écartent pas systématiquement de la norme qu'on obtient en réunissant toutes les tables disponibles; et, à cet égard, elles sont plus proches de la norme que celles sur lesquelles se fondent les autres ensembles régionaux. De plus, du fait que ce type provient des cas les plus nombreux et les plus variés, on estime qu'il représente le schéma le plus général de mortalité. Pour cette raison, il est souvent recommandé en premier lieu pour représenter la mortalité dans les pays où le manque de données empêche d'en choisir un autre qui conviendrait mieux. Fait intéressant, ce schéma de mortalité ressemble beaucoup à celui des précédentes tables de mortalité des Nations Unies. L'espérance de vie y varie de 38,6 p. 100 (province de Taiwan, 1921) à 75,2 ans (Suède, 1959).

Les quatre schémas que présentent les tables de mortalité observées étant ainsi définis, on a calculé, par régression selon les moindres carrés, les coefficients des équations linéaires qui rattachent les valeurs de ${}_nq_x$ à e_{10} (espérance de vie à l'âge de 10 ans) et ceux qui rattachent les valeurs de $\log_{10}({}_nq_x)$ à e_{10}. Avec ces équations, il était facile de tirer, de toute valeur donnée de e_{10}, un jeu complet de valeurs de ${}_nq_x$ et, partant, une table type de mortalité. Le choix de l'équation (soit en ${}_nq_x$, soit en $\log_{10}({}_nq_x)$), utilisée pour chaque groupe d'âge, s'est fait selon quelques critères simples[6]; pour l'essentiel, les types tirés de ces équations ne dépendent, pour chaque région, que d'un seul paramètre, à savoir e_{10}. On a choisi pour les femmes 24 valeurs de ce paramètre de façon qu'elles donnent des valeurs de e_0 allant de 20 à 70,5 ans, par échelon de 2,5 ans.

Ces valeurs ont alors servi à estimer les valeurs correspondantes de e_{10} pour les hommes, au moyen des mortalités différentielles selon le sexe que présentent les données. De cette façon, on a obtenu, pour chaque niveau de mortalité considéré, une paire de tables (une par sexe). Pour simplifier, on a donné les numéros 1 et 24, respectivement, à celles correspondant à des valeurs de 20 et 74 pour le paramètre e_0 pour les femmes. On trouvera expliquée dans les tables mêmes la façon dont on a calculé, à partir des valeurs de ${}_nq_x$, les différentes fonctions qui forment une table[7].

Pour donner à l'usager une meilleure idée des relations entre les quatre schémas différents de mortalité qu'expriment ces modèles, les figures 1 à 4 représentent graphiquement les écarts proportionnels entre, d'une part, les valeurs de ${}_nq_x$ pour les types Nord, Sud et Est et, d'autre part, celles du type Ouest. Dans tous les cas, il s'agit des valeurs au niveau féminin 9 (avec $e_0 = 40$ ans). La fonction tracée dans les figures 1 à 4 s'écrit

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

où l'indice W désigne le type Ouest.

Comme le montre la figure 1, le type Nord se caractérise par une mortalité infantile qui est un peu plus faible que dans le type Ouest, par une mortalité juvénile sensiblement plus forte (enfants de 1 à 10 ans) et par une mortalité adulte (de 20 à 50 ans) qui, quoique moindre que celle du type Ouest, dépasse celle des deux autres types (figure 4). Il y a également lieu de noter que ce type présente la plus faible mortalité pour les gens âgés (plus de 65 ans).

Le type Sud (figure 2) présente chez les jeunes enfants (de 0 à 5 ans) une mortalité plus forte que celle du type Ouest, la plus faible mortalité adulte de tous les types (figure 4) et une mortalité assez forte au-delà de 65 ans.

Le type Est (figure 3) présente une mortalité infantile relativement élevée, avec la plus faible de toutes les mor-

[6] Ibid.
[7] Ibid.

Figure 1.—Ecarts relatifs des valeurs de $_nq_x$ (probabilité de décès) du type Nord au type Ouest, femmes, niveau 9

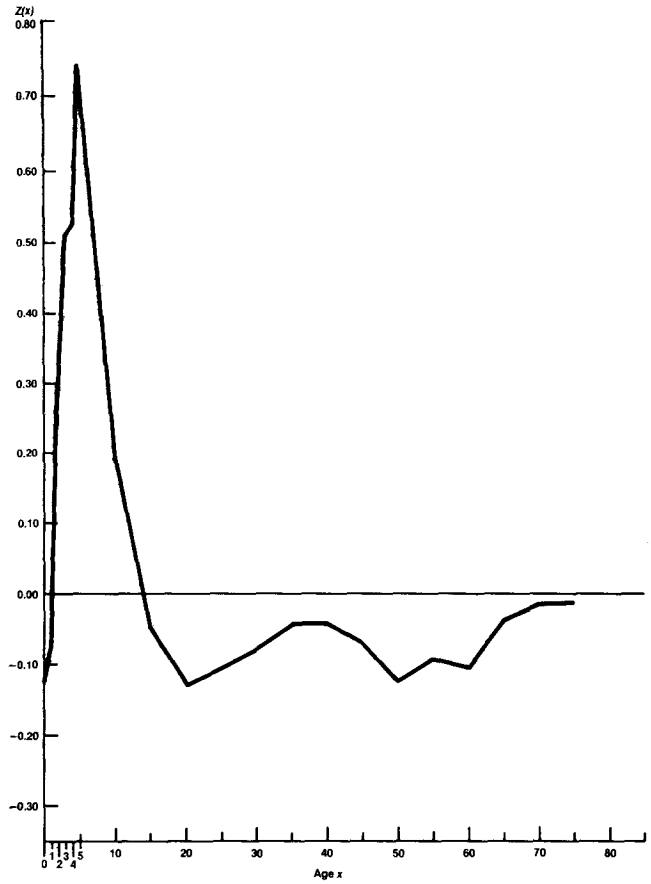
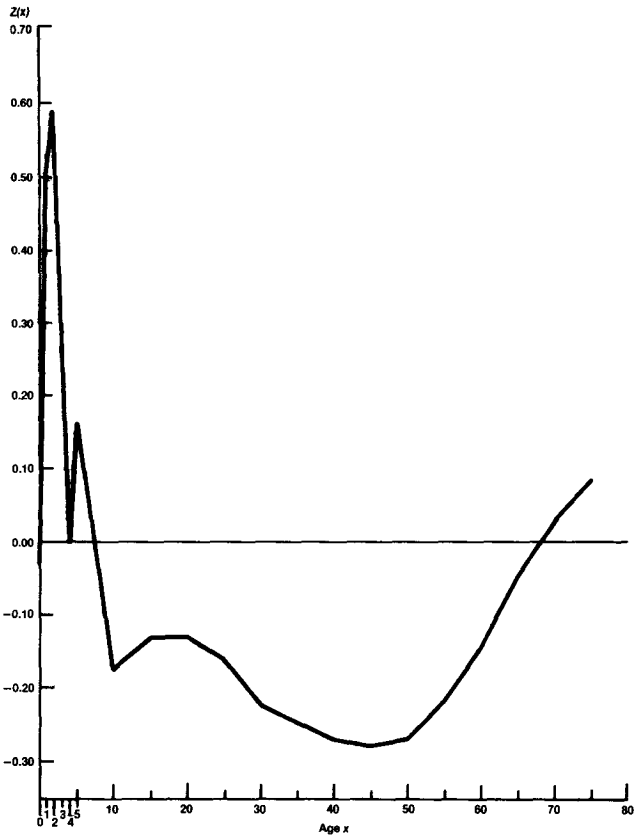


Figure 2.—Ecarts relatifs des valeurs de $_nq_x$ (probabilité de décès) du type Sud au type Ouest, femmes, niveau 9



talités juvéniles (figure 4) et une mortalité adulte qui se situe entre celle des types Sud et Nord. Il se caractérise aussi par la mortalité la plus élevée pour les gens âgés (plus de 65 ans).

On voit d'après la figure 4 que la probabilité de décéder à l'âge adulte (entre 20 et 50 ans) est la plus élevée selon le type Ouest (bien que, quand la mortalité est très basse, la mortalité adulte soit plus forte dans le type Nord); et seul le type Est est inférieur au type Ouest en ce qui concerne la mortalité juvénile (probabilité de décès entre 3 et 10 ans).

A sa création, cet ensemble de tables types de mortalité était probablement le modèle le plus général et le plus souple dont on disposait et sa généralisation a contribué à en montrer à la fois les forces et les faiblesses. La principale de ces dernières est que, bien qu'ils soient plus variés que les autres jeux de tables, les schémas que représentent les tables types régionales n'embrassent pas toute l'humanité. Par exemple, Demeny et Shorter[8] ont constaté qu'aucun des quatre schémas ne correspond au cas de la Turquie. En général, comme les données sur lesquelles se fondent les tables régionales ne comprennent que très peu d'exemples provenant de pays en développement, il se peut que les schémas de mortalité qui caractérisent ces derniers pays diffèrent de ceux que représentent les modèles (voir à la sous-section B.5 l'étude des nouvelles tables types des Nations Unies).

Toutefois, par leur long usage, les tables de Coale-Demeny sont devenues un instrument nécessaire de l'estimation indirecte, et on s'en est constamment servi dans les exemples chiffrés que présente le *Manuel*.

Dans l'emploi de ces modèles, un problème se pose toujours : choisir le schéma de mortalité qui représente le mieux celle du pays ou de la région étudiée. Comme on l'a dit, ces tables comprennent quatre familles ou schémas. Les principales différences qui les séparent sont bien connues et, comme il dispose aussi des tables, l'analyste doit les approfondir. Certes, si on dispose d'estimations acceptables du schéma de mortalité pour un pays donné, on peut, en le comparant à ceux des tables types, choisir le meilleur. Mais, faute de renseignements fiables sur la fréquence de mortalité par âge, l'analyste ne peut guère que conjecturer le schéma le plus approprié.

Pour les cas où on ne dispose d'aucun renseignement supplémentaire, il est recommandé d'utiliser le type Ouest, parce qu'il repose sur une base de données relativement large. Les renseignements supplémentaires qui permettraient un choix plus éclairé peuvent varier beaucoup en genre et en qualité, allant, par exemple, d'estimations de taux de mortalité par âge tirés des registres d'état civil à la connaissance de quelques faits assez généraux, comme l'ampleur de l'allaitement au sein ou le nombre

[8] Paul Demeny et Frederic C. Shorter, *Estimating Turkish Mortality, Fertility and Age Structure* (Istanbul, Istanbul University, Statistics Institute, 1968).

Figure 3.—Ecarts relatifs des valeurs de ${}_nq_x$ (probabilité de décès) du type Est au type Ouest, femmes, niveau 9

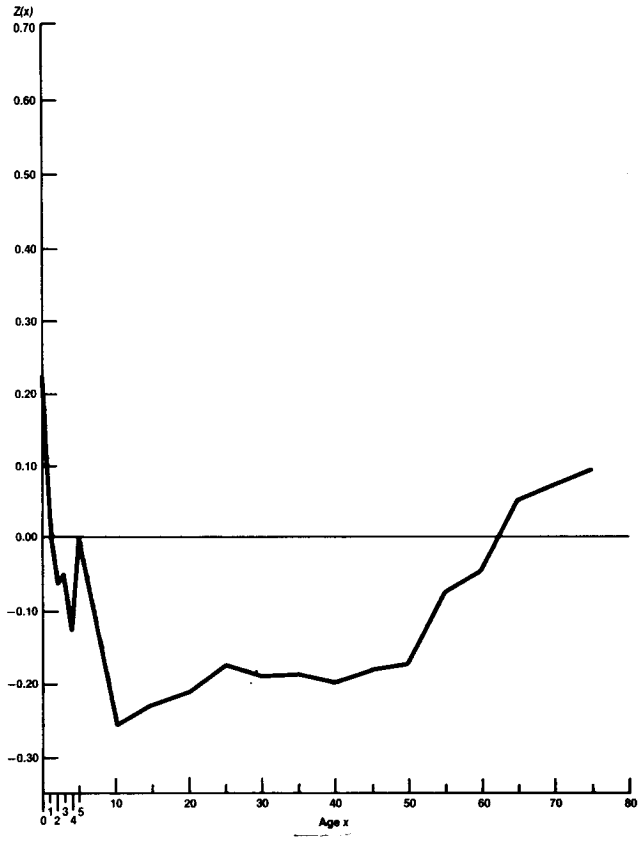
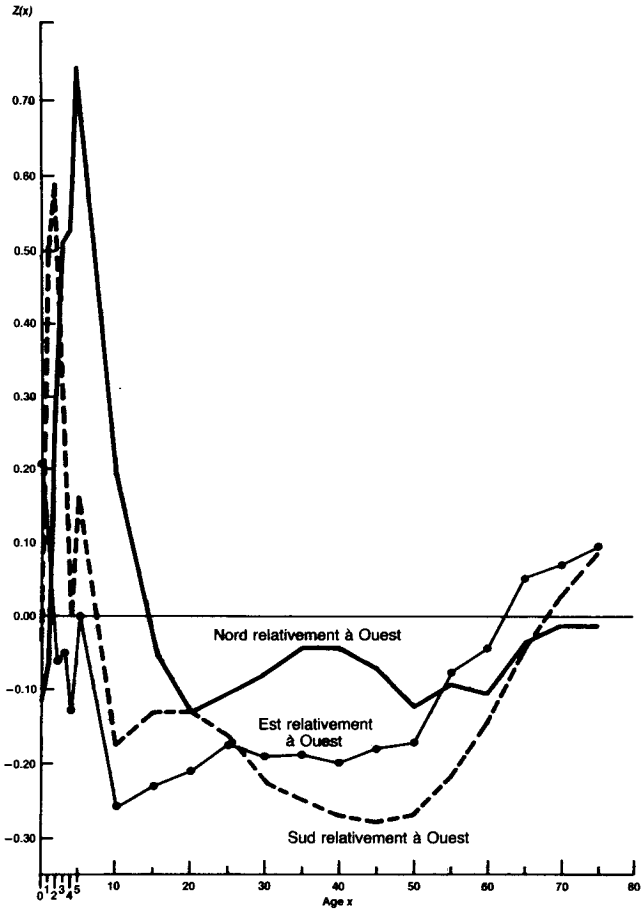


Figure 4.—Ecarts relatifs des valeurs de ${}_nq_x$ (probabilité de décès) des types Nord, Sud et Est au type Ouest, femmes, niveau 9



probable des cas de tuberculose. Quand on dispose d'un jeu de taux de mortalité observés par âge (de préférence ajusté selon les méthodes décrites au chapitre V), on peut choisir un schéma type de mortalité en comparant les valeurs observées du paramètre ${}_5m_x$ à celles qui correspondent aux tables types de mortalité relevant des différents schémas et dont les niveaux (c'est-à-dire l'espérance de vie) correspondent à peu près à ceux des taux observés. La comparaison peut se faire en divisant les valeurs observées de ${}_5m_x$ par celles du modèle. Le quotient serait égal à l'unité pour un accord parfait entre les deux valeurs. Donc, le schéma pour lequel les quotients sont en moyenne les plus proches de 1 sera pris pour représenter la mortalité observée. Un procédé un peu plus élaboré consisterait à choisir le modèle qui minimise la somme du carré des écarts à l'unité des quotients précités.

Le choix d'un schéma approprié présente une importance particulière si l'on doit tenter d'estimer indirectement la mortalité infantile et juvénile. De la description que l'on a donnée des quatre schémas, il ressort qu'ils diffèrent surtout par la mortalité lors des premières années et par le rapport entre les mortalités infantile et juvénile (respectivement, ${}_1q_0$ et ${}_4q_1$). Il s'ensuit que des estimations très différentes peuvent sortir des mêmes données selon le schéma choisi comme étant représentatif. De plus, en pareil cas, il est très difficile de trouver de bons critères externes qui permettraient un choix judicieux, surtout parce que très souvent les décès d'enfants en bas âge ne sont pas déclarés. Dès lors, faute de données empiriques appropriées pour choisir une famille de tables types, on ne peut que présenter les quelques principes généraux ci-après pour réduire les possibilités et aboutir à un choix acceptable.

a) Dans une population où l'allaitement au sein est répandu et où on sèvre relativement tard (à partir de 12 mois), on peut raisonnablement s'attendre que la mortalité juvénile (${}_4q_1$) soit relativement plus forte que l'infantile (${}_1q_0$), car l'allaitement au sein peut prévenir les décès dus à la sous-alimentation et aux maladies contagieuses. Sevré, en revanche, l'enfant en est moins protégé et il est plus menacé. Dans ces cas, le type Nord représentera probablement bien la mortalité juvénile. Pourtant, on ne saurait déduire de ces observations que ce type représentera convenablement aussi la mortalité pour d'autres groupes d'âge. Pour le savoir, il faut disposer de plus de renseignements sur la mortalité adulte.

b) Aujourd'hui, dans quelques populations, une forte proportion des femmes ont abandonné l'allaitement au sein et, à peine nés, les nourrissons reçoivent, souvent en rations inappropriées, une alimentation lactée non stérilisée. Quand ils sont ainsi nourris par des mères vivant dans des conditions relativement malsaines, on observe de plus nombreux cas de sous-alimentation et de maladies contagieuses. Dans ces conditions, c'est un schéma de mortalité analogue à celui du type Sud qui représentera bien la mortalité juvénile.

c) Le sevrage précoce n'est pas toujours la seule cause de sous-alimentation qui entraîne un tel écart entre les taux de mortalité infantile et juvénile. Dans certaines populations, l'alimentation au sein est presque universelle, mais les niveaux de nutrition sont bas et la mortalité aussi bien infantile que juvénile est forte. Pour ces pays les moins avancés, ce sont les types Sud ou Nord qui pourront le mieux convenir.

d) Si l'on sait que la mortalité infantile est très forte par rapport à la mortalité juvénile du fait du tétanos néonatal ou de quelque autre cause, le type Est représentera probablement le mieux la mortalité effective à cet âge.

e) Faute de données propres à déterminer le schéma qui convient le mieux à un pays particulier, on peut choisir celui qui sert pour un pays voisin dont les caractéristiques culturelles et socio-économiques sont analogues.

f) Si l'on sait peu de chose de la population étudiée, le type Ouest se recommande, simplement par son caractère plus général.

De ces remarques, il ressort qu'on connaît assez mal les schémas de mortalité et qu'on a certes besoin de meilleurs renseignements sur la mortalité effective parmi les populations des pays en développement pour estimer la pertinence des modèles dont on dispose.

3. Tables types de mortalité : le système Ledermann

Ledermann et Breas[9] ont appliqué l'analyse factorielle à la détermination des variables ou facteurs principaux qui expliquent la variation constatée dans un jeu de 154 tables de mortalité observées. Cette base de données est quasi identique à celle qui a servi aux premières tables des Nations Unies (voir sous-section B.1) et présente donc les mêmes avantages et inconvénients.

Ils ont trouvé que cinq facteurs expliquaient l'essentiel de cette variabilité. Le premier et le plus important tient au niveau général de mortalité; le deuxième se rapporte à la relation entre mortalité juvénile et mortalité adulte; le troisième se rattache au schéma de mortalité à des âges plus avancés et le quatrième au schéma de mortalité au-dessous de 5 ans; enfin, le cinquième traduit la différence entre mortalité masculine et féminine de 5 à 70 ans.

Ultérieurement, Ledermann[10] a élaboré une série de tables types de mortalité à un et à deux paramètres, fondées sur une analyse de régression des 154 tables de mortalité observées précitées. Les tables types ont été obtenues en estimant les probabilités de décès entre les âges x et $x+5$, c'est-à-dire le paramètre ${}_5q_x$, pour les hommes et les femmes et les deux sexes réunis, par des équations de régression logarithmiques du type :

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

pour les modèles à un paramètre, et

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

pour les modèles à deux paramètres où Q, Q_1 et Q_2 sont les variables indépendantes utilisées dans chaque cas et $a_i(x)$ et $b_i(x)$ représentent les coefficients estimatifs de régression pour les groupes d'âge x à $x + 5$.

Les modèles de Ledermann forment un système souple. Alors que les premiers modèles des Nations Unies et les quatre modèles de régression de Coale-Demeny se fondent sur une seule variable indépendante (${}_1q_0$ et e_{10}, respectivement), Ledermann a estimé différents jeux de coefficients de régression pour ses équations (B.1) et (B.2), chacun fondé sur une différente variable ou paire de variables indépendantes. Pour les modèles à un seul paramètre, il a utilisé sept variables indépendantes, à savoir : e_0, ${}_1q_0$, ${}_5q_0$, ${}_{15}q_0$, ${}_{20}q_{30}$, ${}_{20}q_{45}$ et m_{50+} (taux moyen de mortalité pour les âges à partir de 50 ans). Les modèles à deux paramètres ont été obtenus au moyen des paires suivantes de variables indépendantes : ${}_5q_0$ et ${}_{20}q_{45}$; ${}_{15}q_0$ et ${}_{20}q_{30}$; et ${}_{15}q_0$ et m_{50+}. Chaque paramètre se rapporte aux deux sexes, sauf le paramètre ${}_{20}q_{30}$, qui ne se rapporte qu'aux femmes. L'emploi de différentes variables indépendantes pour construire chaque ensemble de tables types permet à l'utilisateur d'éviter plus aisément la distorsion qu'entraîne la définition d'une table type par une valeur observée qui n'est pas la variable indépendante utilisée pour construire cette table. Par exemple, cette distorsion apparaît dans le système Coale-Demeny, quand une table type est définie par la valeur observée de l_2, au lieu de celle de e_{10}. Toutefois, bien que le système Ledermann, en proposant l'adoption de valeurs plus nombreuses, minimise le risque de distorsion dans la définition d'un modèle approprié, en pratique la plupart de ces valeurs ne s'estiment pas aisément avec une bonne précision pour les pays en développement, de sorte qu'on ne saurait éviter d'introduire quelque distorsion.

Les modèles de Ledermann présentent aussi une caractéristique qu'on ne trouve pas dans les autres. Ils fournissent non seulement les valeurs estimatives des probabilités de décès, mais encore une mesure de la dispersion des valeurs observées autour des valeurs estimatives (2 σ_x, où σ_x désigne l'erreur type des valeurs du paramètre ${}_5q_x$ estimée par une équation de régression). Manifestement, cette mesure ne s'applique qu'aux tables à partir desquelles sont calculés les coefficients de régression et qui n'embrassent pas nécessairement toutes les situations possibles. Néanmoins, les mesures de dispersion ainsi obtenues indiquent l'ampleur possible des divergences entre valeurs estimatives et valeurs réelles.

En outre, les tables de Ledermann traduisent les différences entre sexes dans les schémas de mortalité par âge et la façon dont ces différences varient en fonction du niveau global de mortalité observé dans les tables. Ainsi, par exemple, dans une situation de forte mortalité, les effets de la mortalité maternelle se traduisent par un excès marqué de la mortalité des femmes au début de leur période de procréation, qu'on ne trouve pas dans les tables du même modèle correspondant à de moindres niveaux de mortalité.

Cette caractéristique risque pourtant de causer quelque inconvénient, car, bien que des coefficients de régression soient donnés pours calculer des tables séparées par sexe, les variables indépendantes utilisées se rapportent, avec une seule exception, à des paramètres tirés de données

[9] Sully Ledermann et Jean Breas, "Les dimensions de la mortalité", *Population* (Paris), vol. 14, n° 4 (octobre-décembre 1959), p. 637 à 682.

[10] Sully Ledermann, *Nouvelles tables types de mortalité*, Travaux et Documents, Cahier n° 53 (Paris, Institut national d'études démographiques, 1969).

pour les deux sexes réunis. Donc, l'usager est forcé d'accepter les relations du modèle entre mortalité masculine et féminine, qui peuvent ne pas toujours convenir. Par exemple, il est quasi impossible de tirer des modèles de Ledermann une table de mortalité où l'espérance de vie des hommes dépasse celle des femmes. Quand on sait peu de chose des différences entre les sexes dans une population donnée, il est très souhaitable d'analyser les données pour chaque sexe séparément. Pour ces raisons, les tables de Ledermann ne présentent qu'un intérêt limité pour l'étude de ces populations. On notera aussi qu'il est malaisé d'appliquer ce système aux pays en développement, car ses variables indépendantes, éléments constitutifs des tables, ne s'estiment pas commodément par les techniques indirectes dont on dispose présentement.

4. Le système logit de Brass

Le principal défaut des tables types qu'on vient de décrire est de dépendre du genre de données qui les engendre. La base assez étroite de ces données et le fait que les tables types n'englobent qu'un nombre limité de cas dont on ne saurait attendre qu'ils représentent toute l'humanité expliquent leurs imperfections et rendent nécessaire un autre type de modèle. Naturellement, celui-ci doit traduire convenablement les schémas constatés dans les données empiriques. Toutefois, on ne doit pas exiger qu'il représente exclusivement ces schémas : en effet, comme on l'a déjà souligné, la mortalité effective de nombreuses populations n'a pu encore être déterminée avec quelque exactitude et peut ou non se conformer exactement aux schémas observés dans des pays où on a pu la mesurer exactement.

Brass[11] a proposé un modèle plus souple, mieux connu sous le nom de système logit. Son auteur a tenté de relier mathématiquement deux tables de mortalité différentes. Il a découvert qu'une certaine transformation des probabilités de survie jusqu'à l'âge x (valeurs $l(x)$ dans ces tables) rend approximativement linéaire la relation entre les probabilités correspondantes de tables de mortalité différentes. En d'autres termes, si l'on désigne par $\lambda(l(x))$ cette transformation de la valeur $l(x)$ pour des données empiriques, la relation linéaire suivante

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

où $l^*(x)$ et $l(x)$ proviennent de deux tables de mortalité différentes et où α et β sont des constantes, vaut approximativement pour toutes les valeurs de x si l'on définit λ par l'expression suivante :

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

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

Ceux qui sont familiers du logit tel que le définit la statistique verront que λ n'est qu'un cas particulier de cette fonction, calculé pour le complément probabilistique de $l(x)$ et non pour $l(x)$, comme ce serait le cas dans les statistiques où le logit de la probabilité p s'écrit :

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

En supposant que, pour toute paire de tables de mortalité, on peut trouver des valeurs d'α et de β qui satisfassent l'équation (B.3), on démontre que la transformation λ de toute table peut prendre la forme d'une fonction linéaire de la transformation λ d'une table "normative". C'est dire que, si l'équation (B.3) vaut pour chaque paire de tables, toutes les tables de mortalité peuvent s'obtenir à partir d'une table unique en changeant les valeurs des paires α et β utilisées. En fait, cette proposition n'est pas tout à fait juste, car l'hypothèse sur laquelle elle repose, à savoir que (B.3) exprime une exacte relation entre tables de mortalité, n'est pas entièrement fondée. Cette équation n'est qu'approximativement satisfaite par des paires de tables effectives, mais l'approximation est suffisante pour que la relation puisse servir à étudier et à ajuster les courbes de mortalité observées.

Avant d'exposer comment l'équation (B.3) sert à créer des tables types, il convient de dire un mot du sens des paramètres α et β. Considérons les tables $l^*(x)$ qu'on peut obtenir en choisissant une valeur déterminée de $l(x)$ et en calculant le paramètre $\lambda(l^*(x))$ pour diverses valeurs d'α et de β. Si β reste constant et par exemple égal à 1, des valeurs différentes de α donneraient des tables de $l^*(x)$ dont la forme serait essentiellement identique à celle de la table de $l(x)$ qui a servi à les établir, mais dont les niveaux globaux seraient changés (figure 5).

Si, par ailleurs, α reste constant tandis qu'on fait varier β, les tables de $l^*(x)$ obtenues ne présentent plus la même forme. Leurs courbes se coupent toutes au même point situé quelque part dans la partie centrale de la gamme des âges. Donc, les probabilités de survie correspondantes seront soit plus faibles pour les jeunes et plus fortes pour les vieux, soit l'inverse, que les probabilités types $l(x)$ dont elles proviennent (figure 6). Ainsi, changer la valeur de β modifie la forme de la courbe de mortalité obtenue, non son niveau. Naturellement, des changements simultanés d'α et de β modifient à la fois le niveau et la forme de la courbe de mortalité ainsi obtenue.

Des équations (B.3) et (B.4), on peut tirer l'expression :

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

de telle sorte que, pour tout jeu de valeurs de $l(x)$ qui définissent une table de mortalité, on peut obtenir un autre jeu de $l^*(x)$ en utilisant une paire quelconque de valeurs d'α et de β. On notera qu'aux points extrêmes de la gamme des âges, où $l(x)$ prend les valeurs 0 et 1, l'équation (B.6) ne peut servir à calculer $l^*(x)$. Il faut alors fixer par convention $l^*(0)$ et $l^*(\omega)$ à 1 et 0 respectivement. L'équation (B.6) permet d'établir des tables types de mortalité par le simple choix d'une norme appropriée. En théorie, toute table peut servir de norme mais, aux fins de simulation et d'ajustement, on se sert très souvent de la

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

Figure 5. — Tables de mortalité obtenues par le système logit, pour $\beta = 1$, avec la norme générale de Brass

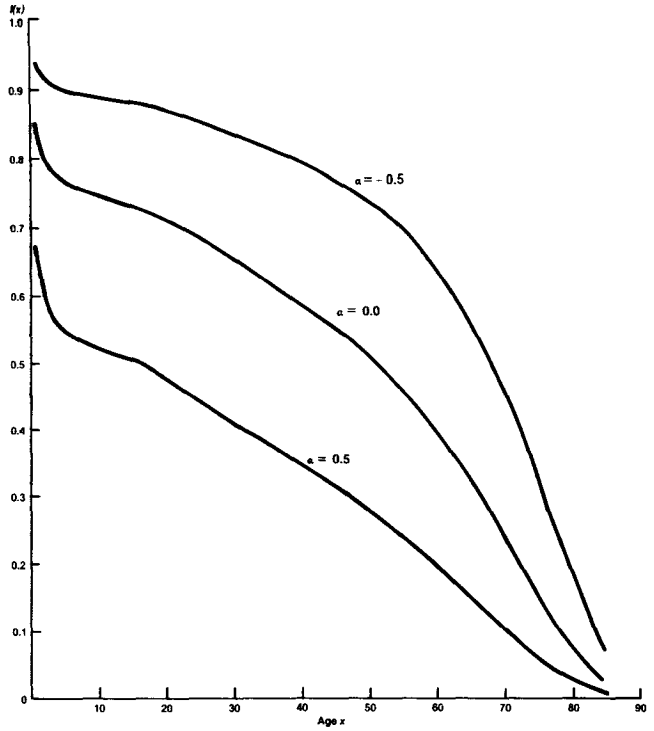
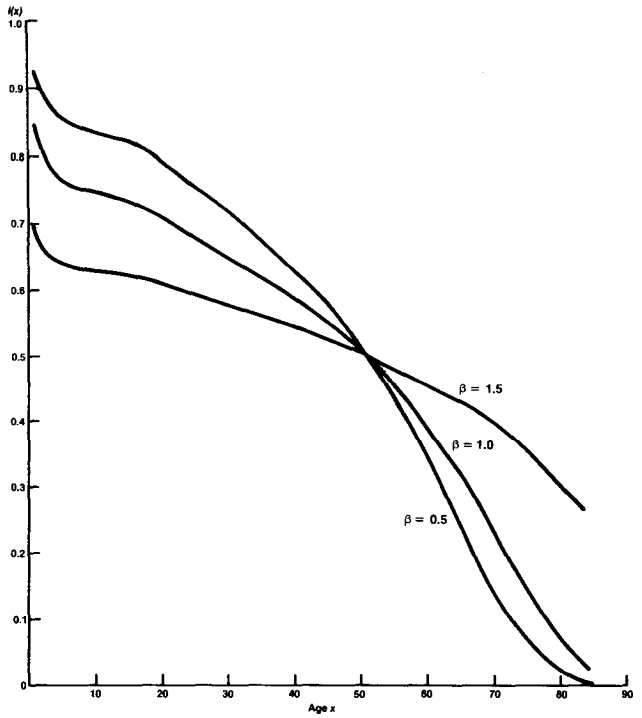


Figure 6. — Tables de mortalité obtenues par le système logit, pour $\alpha = 0$, avec la norme générale de Brass



norme proposée par Brass[12]. Cette norme "générale" (présentée au tableau 2) diffère de celle, dite "africaine", également proposée par Brass[13]. Cette dernière se caractérise par une mortalité infantile moindre et une mortalité juvénile plus forte.

Dans le présent *Manuel*, on n'utilise que cette norme "générale".

Les équations (B.4) et (B.6) sont si simples que, pour utiliser les tables types obtenues au moyen de la transformation λ (également appelée logit) dans la suite du texte, il n'est nul besoin d'en disposer sous forme imprimée. Pourtant, certaines ont été imprimées. Par exemple, Carrier et Hobcraft[14] ont tiré de la norme africaine un jeu de tables types en faisant β égal à 1. Ce jeu représente donc un système de tables types à paramètre unique.

La forme mathématique simple de l'équation (B.6) simplifie aussi son emploi en informatique. C'est pourquoi les tables obtenues par le système logit servent très souvent aux fins de simulation. De plus, ce système se prête particulièrement bien à la projection de la mortalité. Si l'on connaît les courbes de mortalité passées et présentes d'une population, on peut déterminer les tendances des paramètres α et β en se servant du système logit pour les ajuster et, moyennant quelques précautions, projeter ces tendances pour obtenir des estimations de la mortalité future.

Dans le présent *Manuel*, le système logit sert à ajuster les taux corrigés de mortalité d'une population et à synthétiser des estimations séparées de la mortalité juvénile et de la mortalité adulte pour en faire des courbes de mortalité cohérentes.

5. Tables types de mortalité établies par les Nations Unies pour les pays en développement

A mesure qu'on dispose de données plus nombreuses et meilleures pour les pays moins développés, il devient évident que leurs schémas de mortalité par âge diffèrent souvent de ceux enregistrés dans les pays développés au cours de la période 1850-1960, et, par conséquent, de ceux qui sont repris dans les modèles décrits plus haut. C'est pourquoi la Division de la population au Département des affaires économiques et sociales internationales du Secrétariat des Nations Unies a préparé et récemment publié un jeu de tables types de mortalité fondées sur des données provenant de pays en développement[15].

Quoique devenues bien plus nombreuses et fiables depuis la publication des premières tables de mortalité par les Nations Unies en 1955 et des tables Coale-Demeny en 1966, les données provenant des pays les moins avancés n'en restent pas moins médiocres. En conséquence, on les a évaluées, choisies et ajustées avec soin pour construire la base de données où se fondent les nouveaux modèles des Nations Unies. Cette base comprend 36 tables pour chaque sexe (soit 72 au total) couvrant une gamme étendue de niveaux de mortalité. Pour 10 de ces tables, e_0 est inférieur à 50 ans; pour 10 autres, égal ou supérieur à 70 ans. Quant à la répartition géographique, 16 paires de tables proviennent de 10 pays d'Amérique latine, 19 de 10 pays d'Asie et une seule d'Afrique. Cette moindre contri-

[12] Voir K. Hill et T. J. Trussell, "Further developments in indirect mortality estimation", *Population Studies*, vol. XXXI, n° 2 (juillet 1977), p. 313 à 333.

[13] W. Brass *et al.*, *op. cit.*

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

[15] *Model Life Tables for Developing Countries* (Publication des Nations Unies, numéro de vente : E.81.XIII.7).

Tableau 2

VALEURS DU LOGIT POUR LA TABLE FONDÉE SUR LA NORME GÉNÉRALE DE BRASS

Age x (1)	*Logit λ(l(x)) (2)*	*Age x (3)*	*Logit λ(l(x)) (4)*	*Age x (5)*	*Logit λ(l(x)) (6)*	*Age x (7)*	*Logit λ(l(x)) (8)*	*Age x (9)*	*Logit 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

bution de l'Afrique est à la fois une faiblesse et une force du système : faiblesse en ce sens que le manque de données pour l'Afrique fait douter de l'usage des modèles obtenus pour représenter la situation dans cette grande région; force en ce sens que, dans une certaine mesure, le rejet de toutes les données disponibles pour l'Afrique au Sud du Sahara, d'ordinaire très médiocres, atteste la qualité des procédés d'évaluation utilisés pour établir la base de données et assure en partie que les tables empiriques sur lesquelles reposent ces modèles sont généralement d'excellente qualité, de sorte que les modèles mêmes représentent bien les schémas de mortalité dans les pays en développement et non pas des schémas de données fautives.

Les nouvelles tables types de mortalité établies par les Nations Unies ressemblent à celles de Coale et Demeny par le fait qu'on y a déterminé et présenté en détail des schémas distincts pour les courbes de mortalité par âge. De plus, elles ont une plus grande souplesse intrinsèque, permettant à l'utilisateur de s'en servir pour établir d'autres schémas. A cet égard, elles se rapprochent du système logit proposé par Brass.

Avec les données disponibles, on a déterminé quatre schémas de mortalité. Leur prédominance dans certaines régions géographiques les a fait désigner par des termes régionaux : latino-américain, chilien, Asie du Sud-Est et Extrême-Orient[16]. Un cinquième schéma, dit "général", représente la moyenne d'ensemble des quatre précédents.

Pour montrer la différence entre les modèles de Coale et Demeny et les schémas des Nations Unies, la figure 7 représente le graphique des coefficients ${}_nq_x/{}_nq_x^W$, où l'indice *W* désigne le type Ouest des modèles Coale-Demeny. La comparaison porte sur les valeurs de ${}_nq_x$ correspondant aux tables types indiquant la même espérance de vie à l'âge de 10 ans. Les niveaux 9, 15 et 21 des tables de Coale-Demeny pour les femmes servent de dénominateurs. Ces comparaisons dégagent les caractères les plus distinctifs des nouveaux schémas des Nations Unies, qui sont examinés plus loin.

Comparé au type Ouest des modèles Coale et Demeny, le schéma latino-américain présente une forte mortalité pour le bas âge et la suite de l'enfance (due surtout à des maladies diarrhéiques et parasitaires) et de nouveau chez les jeunes adultes (en grande partie du fait d'accidents). Il présente aussi des niveaux relativement bas à un âge plus avancé, sans doute à cause du taux relativement bas des décès dus à des maladies cardio-vasculaires.

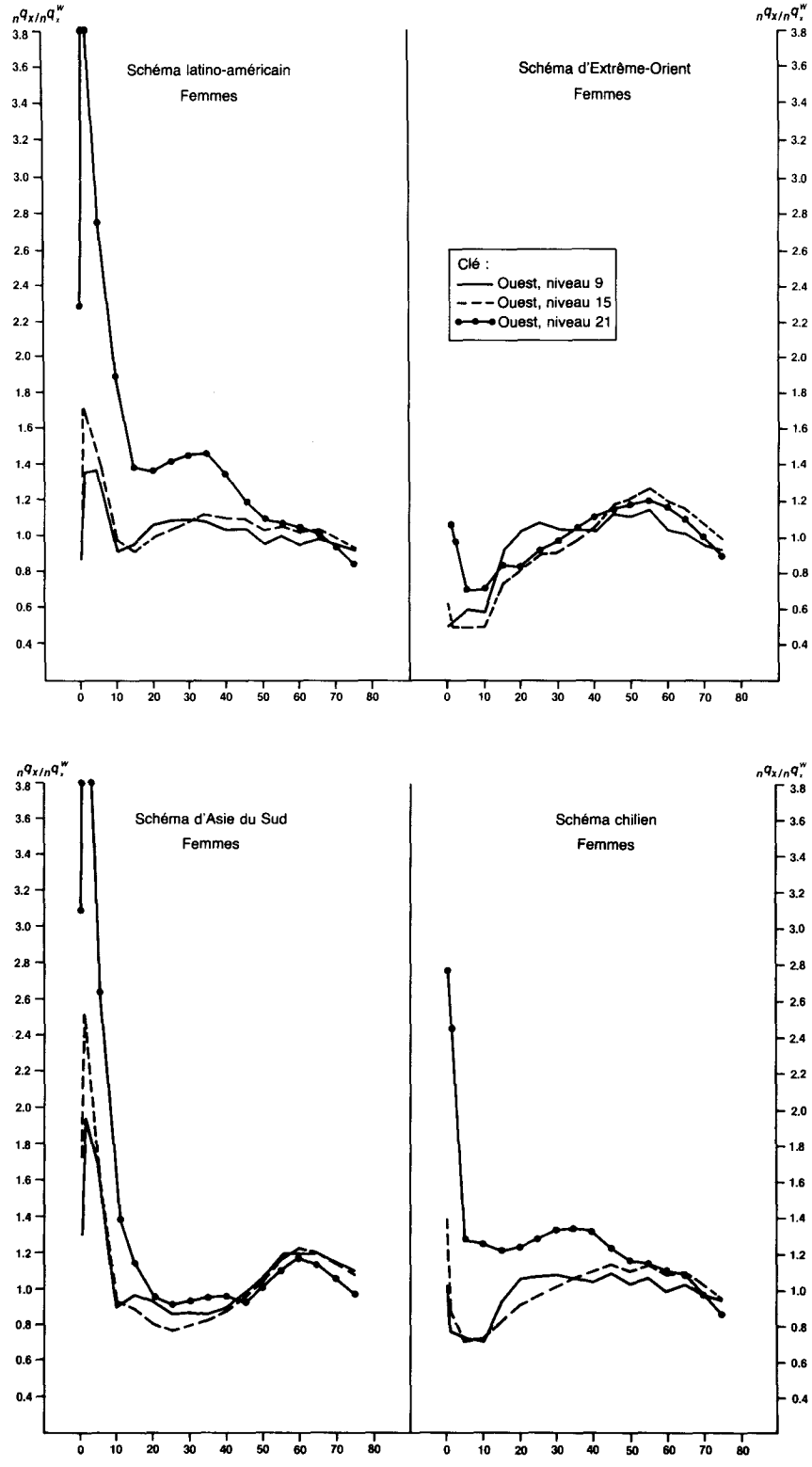
Le schéma chilien se caractérise surtout par une mortalité infantile extrêmement forte si on la compare à la fois à sa propre mortalité juvénile et à celle du type Ouest. Cette mortalité extrême semble due surtout à des décès entraînés par des maladies respiratoires et peut tenir aussi au sevrage précoce.

Le schéma d'Asie du Sud se caractérise par une mortalité extrêmement élevée au-dessous de 15 ans et relativement forte dans la vieillesse (au-delà de 55 ans environ). En revanche, la mortalité à la fleur de l'âge adulte est relativement faible. Les données sur les causes de décès sont rares dans cette région : toutefois, celles qui ont été réunies par le Centre international d'étude des maladies diarrhéiques installé à Matlab au Bangladesh, ainsi que par le Projet type d'enregistrement de l'Inde, indiquent des taux élevés de maladies diarrhéiques et parasitaires chez les jeunes et une forte mortalité par maladies diarrhéiques et respiratoires chez les gens plus âgés.

Le schéma d'Extrême-Orient montre chez les gens âgés des taux de mortalité très élevés par rapport à ceux des plus jeunes. Par certains critères, on pourrait les attribuer à la tuberculose dont a souffert cette génération.

[16] Ces appellations ne correspondent pas aux divisions géographiques établies par la Division de la population du Département des affaires économiques et sociales internationales au Secrétariat des Nations Unies.

Figure 7. — Comparaison des schémas de mortalité des tables types des Nations Unies pour les pays en développement avec le type Ouest des modèles Coale-Demeny



NOTE. — Ces appellations ne correspondent pas aux divisions géographiques établies par la Division de la population du Département des affaires économiques et sociales internationales au Secrétariat des Nations Unies.

Le schéma général (qui n'est pas présenté) et qu'on peut considérer comme une moyenne des quatre schémas régionaux ressemble beaucoup au type Ouest des modèles Coale-Demeny.

Comme on l'a déjà dit, ces tables combinent les avantages du système régional de Coale et Demeny et de son caractère détaillé avec la souplesse propre au système logit de Brass. Ces attributs ont été obtenus en élaborant chaque modèle par analyse des éléments principaux, après mise en grappes des données. Cette mise en grappes a permis de reconnaître les quatre schémas susmentionnés. Dans chaque grappe, on a ajusté des équations de la forme

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

où ${}_nq_x$ désigne la probabilité observée de décès entre les âges x et $x + n$; U^c_{0x} désigne la moyenne générale (exprimée en termes de logit) pour la grappe c; U^c_{ix} désigne l'écart caractéristique de la probabilité observée par rapport à la moyenne; et le coefficient a_i désigne l'ampleur de cet écart. Etant donné que le procédé d'ajustement fait des valeurs de U_{ix} les éléments principaux des vecteurs ${}_nq_x$ observés (où x va de 0 à ω), le vecteur U_{0x} peut s'interpréter comme une mesure de la mortalité type moyenne dans chaque grappe, alors que U_{1x} mesure l'écart typique par rapport à cette moyenne tandis que changent les niveaux de mortalité. Les écarts à la moyenne générale qui ne sont pas dus uniquement à de tels changements de niveau s'expriment par les deuxième et troisième éléments principaux, à savoir U_{2x} et U_{3x}, respectivement. Donc, pour construire les modèles à paramètre unique présentés dans les tables, on s'est servi de l'équation (B.7) avec $k = 1$, en fixant les valeurs de $k = 2$ et $k = 3$ et en choisissant celle de a_i d'une façon qui permet à l'usager d'établir des courbes de mortalité qui s'écartent de celles des tables imprimées. Cette possibilité accroît la souplesse d'emploi des modèles.

En dépit de leurs qualités, le présent *Manuel* n'utilise pas les tables de mortalité des Nations Unies pour les pays en développement, surtout parce qu'elles n'étaient pas disponibles lors de sa préparation. En outre, étant donné que certaines des méthodes exposées dans la suite du présent volume ont été élaborées à partir des modèles de Coale-Demeny, il serait injuste d'apprécier leurs résultats par rapport aux nouvelles tables des Nations Unies. Des variantes de ces méthodes, spécialement conçues pour servir avec les nouvelles tables des Nations Unies, s'élaborent présentement et s'ajouteront bientôt aux instruments disponibles pour analyser les données démographiques dans les pays en développement.

C.—Populations stables types

Le concept de population stable est dû à Lotka[17], qui a prouvé que, dans presque toute population où la fécondité et la mortalité restent constantes assez longtemps, il s'établit une répartition par âge immuable, caractéristique des taux de fécondité et de mortalité et indépendante de la répartition initiale. Lotka a qualifié cette population de "stable" et il a prouvé que la répartition stable par âge présente la forme suivante :

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

où $c(x)$ représente la proportion infinitésimale de la population stable à l'âge exact de x ($c(x)$ est en fait une fonction de densité); b désigne le taux constant de natalité, γ désigne le taux constant d'accroissement naturel; et $l(x)$ désigne la probabilité de survie de la naissance jusqu'à l'âge x (c'est-à-dire la fonction usuelle des tables de mortalité).

Par l'équation (C.1), en se souvenant qu'une intégrale peut s'interpréter comme une somme d'infinitésimales, on peut établir que la proportion qui n'a pas atteint l'âge $y(C(y))$ s'écrit :

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

et, étant donné que, pour l'âge le plus élevé possible, appelé ω, $C(\omega)$ doit être égal à 1 (c'est-à-dire que la totalité de la population n'a pas atteint cet âge), il vient :

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

ou

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

Les équations (C.2) et (C.4) permettent de calculer la répartition par âge d'une population stable, pour autant qu'on connaisse sa courbe de mortalité ($l(x)$) et son taux de croissance (γ).

On obtient des populations stables types à partir des courbes ou tables types de mortalité dont on tire, par les équations (C.2) et (C.4), des répartitions stables par âge pour des valeurs choisies de γ. Parmi les quatre catégories de tables types présentées plus haut, deux au moins ont servi à obtenir des populations stables types. Ce sont les modèles de Coale-Demeny qui ont probablement le plus servi aux fins d'estimations démographiques (voir chapitre VII). Ces modèles incluent quatre catégories de populations stables types : une pour chacun des schémas de mortalité correspondants. Les répartitions stables par âge sont imprimées pour chaque sexe séparément, pour des valeurs de γ allant de 0,01 à 0,05 (par échelon de 0,005); pour des valeurs du taux brut de reproduction qui vont de 1,0 à 6,0 (par échelon de 0,25); et pour les 24 niveaux de mortalité de chaque catégorie. Chaque répartition par âge s'accompagne d'une série d'autres valeurs des paramètres correspondant à la population stable qu'elle représente. Ces valeurs comprennent les taux de mortalité et de natalité ainsi que le taux brut de reproduction. Le détail des tableaux de présentation facilite l'utilisation de ces modèles.

Un autre jeu de populations stables a été publié par Carrier et Hobcraft[18], qui ont calculé des répartitions stables fondées sur des tables de mortalité obtenues en appliquant le système logit avec la norme africaine. Il présente deux catégories de tables : l'une où β reste constant et reçoit

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

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

une valeur égale à l'unité; l'autre où β varie aussi bien qu'α. Ce jeu de populations stables est bien moins détaillé que celui de Coale-Demeny, mais son emploi aux fins d'estimation peut s'imposer dans les cas où aucun des schémas de mortalité de Coale-Demeny ne paraît représenter convenablement la mortalité effective de la population considérée.

Les Nations Unies ont publié aussi un jeu de populations stables types qui peut servir à l'estimation démographique, surtout dans les cas où les autres jeux ne donnent pas un ajustement acceptable[19]. Enfin, les Nations Unies viennent de publier un nouveau jeu de populations stables types correspondant à leurs nouvelles tables types de mortalité[20]. Ce jeu comprend des populations stables types pour chacun des cinq schémas de mortalité des Nations Unies, pour des taux de croissance qui vont de 0,0 à 4,0 p. 100, par échelon de 0,5 p. 100, et pour des espérances de vie à la naissance qui vont de 35 à 75 ans par échelon d'un an. Il comprend aussi des taux intrinsèques de natalité et de mortalité.

D.—Modèles de nuptialité

Comme il est dit à la section A du présent chapitre, en étudiant les fréquences des premiers mariages (c'est-à-dire le quotient du nombre des premiers mariages célébrés dans un petit groupe d'âge par l'effectif de ce groupe) dans diverses populations féminines (ou plus précisément dans diverses cohortes féminines), Coale[21] a découvert qu'elles pouvaient toutes se ramener à un schéma type commun. Les courbes observées de fréquence des premiers mariages par âge ne différaient que par l'âge où on commence à se marier, le taux de ces mariages et la proportion des gens qui se marient le plus tard. Donc, une transformation de leur origine ainsi que des échelles horizontales et verticales suffisait pour les ramener à une norme. Un schéma commun étant découvert dans les distributions ainsi transformées, une norme était calculée à partir de données provenant de la Suède pour la période 1865-1869. Cette norme permettait de calculer une fonction empirique de probabilité $R(x)$, dont les valeurs quantifient la probabilité des premiers mariages à chaque âge. Par tâtonnement, Coale a découvert un bon ajustement à cette fonction $R(x)$ par la fonction doublement exponentielle

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

On a prouvé plus tard[22] que cette fonction se représente avec une approximation très satisfaisante par la fonction de densité qui correspond à une somme infinie de variables aléatoires indépendantes, distribuées de façon exponentielle. La forme exacte de cette fonction $g_s(x)$ est donnée par l'équation

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

Elle s'ajuste à la norme empirique aussi bien que le ferait une fonction de densité correspondant à la somme de variables aléatoires distribuées de façon normale et de plusieurs décalages exponentiels indépendants. L'équation (D.2) a été prise pour modèle car elle est plus facile à traiter mathématiquement.

Si l'on néglige l'effet qu'exercent les différences de mortalité et de migration selon l'état matrimonial sur la proportion des femmes non célibataires, l'existence d'une courbe type des fréquences des premiers mariages suppose l'existence d'une courbe type représentant, pour chaque âge et pour chaque cohorte, la proportion des non-célibataires. Cette courbe revêt une forme type, mais naturellement il existe des différences quant à l'âge où débutent les mariages (c'est-à-dire l'âge où les mariages commencent à se célébrer entre membres de la cohorte), le rythme de montée de la courbe et la proportion des derniers mariés (c'est-à-dire de ceux qui se marient à un âge où les taux des premiers mariages sont quasiment tombés à zéro). Si l'on dénote par $G_s(x)$ la proportion type des non-célibataires x années après l'âge où débutent les mariages, le paramètre $G(a)$, c'est-à-dire la proportion mariée par âge a dans une cohorte réelle, peut s'exprimer par l'équation

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

où θ désigne la proportion des derniers mariés, a_0 l'âge où commencent les premiers mariages et γ le facteur d'échelle indiquant le nombre d'années de nuptialité qui, dans la population considérée, équivaut à une année dans la population type.

Etant donné que, mathématiquement, $G_s(x)$ n'est pas autre chose que l'intégrale de $g_s(x)$, c'est-à-dire

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

on peut tirer des équations (D.3) et (D.4) la densité $g(a)$ qui correspond à la cohorte considérée en opérant un changement de variable dans l'équation (D.4) et une substitution dans l'équation (D.3). Le résultat signifie que $g(a)$ a la forme

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

On n'a trouvé aucune expression analytique pour $G(a)$, mais sa valeur pour tout âge a peut se calculer en faisant l'intégrale de $g(a)$, car

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

Le problème qui consiste à ajuster un modèle défini par l'équation (D.5) à une population réelle revient à déterminer

[19] *Le concept de population stable : application à l'étude des populations des pays ne disposant pas de bonnes statistiques démographiques, Etudes démographiques, n° 39* (publication des Nations Unies, numéro de vente : 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 et 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, n° 340 (décembre 1972), p. 743 à 749.

les valeurs des paramètres θ, a_0 et γ qui traduisent la situation de cette population. Pour ces paramètres, on peut tirer des valeurs approximatives de la proportion des célibataires classés par âge. Normalement, on peut considérer la proportion des célibataires dans le groupe d'âge de 50 à 54 ans comme une estimation de $U(\omega)$, c'est-à-dire de la proportion de ceux qui ne se marieront jamais. Donc, la proportion de ceux qui se marieront finalement peut s'estimer par l'équation

$$\theta = 1 - U(\omega). \tag{D.7}$$

De plus, on sait que la moyenne de la courbe ajustée des premiers mariages est égale à $a_0 + 11{,}37\gamma$. Cette moyenne, appelée aussi "âge moyen des célibataires au premier mariage" *(SMAM)*, peut se tirer de la proportion des célibataires classés par âge au moyen d'un procédé simple, imaginé par Hajnal[23] et décrit en détail à l'annexe I. Etant donné que

$$SMAM = a_0 + 11.37\gamma \tag{D.8}$$

il vient

$$\gamma = (SMAM - a_0)/11.37 \tag{D.9}$$

de sorte qu'il est facile d'estimer γ si l'on connaît *SMAM* et a_0. L'estimation de a_0 s'opère d'ordinaire de façon très approximative. On suppose que les mariages sont précoces dans la plupart des pays en développement et, sauf indication contraire, on fixe a_0 à 13 ou 14 ans. On peut prendre aussi 12 ou 15 ans. En général, la valeur exacte de ce paramètre n'importe guère. L'équation (D.9) sert alors à estimer γ. Une fois obtenues des valeurs de ω, a_0 et γ, Coale[24] fournit des tables qui rendent simple le calcul de la fréquence des premiers mariages et la proportion par âge des non-célibataires.

Pour conclure, on peut dire que, bien que strictement parlant le modèle (D.5) ne décrive que la situation des premiers mariages dans une cohorte, en pratique la proportion des femmes non célibataires observée au cours d'une période donnée peut être représentée de façon tout à fait satisfaisante par ce modèle, particulièrement si les schémas de mariage restent constants mais aussi, ce qui est plus surprenant, dans les cas où ils ont changé.

E.—Modèles de fécondité

1. Modèle Coale-Trussell

Louis Henry[25] a découvert que, dans les populations où la limitation volontaire de la fécondité est faible ou nulle, le schéma d'âge de la fécondité matrimoniale reste approximativement constant. Henry définit cette limitation volontaire par tout comportement déterminant de la fécondité, qui se modifie quand la parité augmente. Il appelle "fécondité naturelle" $h(x)$ la fécondité observée en l'absence de limitation et il a pu en tracer le schéma général par l'étude de plusieurs populations où cette limitation volontaire était présumée absente. Dans ces populations, le niveau de la fécondité naturelle variait, mais sa répartition par âge restait le même. Henry a attribué les variations de niveaux entre populations aux différences quant à l'état sanitaire général, à la pratique de l'allaitement au sein et à tous autres facteurs physiques ou sociaux qui peuvent influer sur la fécondité effective des femmes mariées quelle que soit leur parité.

En 1974, Coale et Trussell[26] ont proposé un modèle qui, en généralisant le schéma de la fécondité naturelle, permettait de représenter la fécondité effective de populations qui en pratiquaient la limitation volontaire. Ce modèle se fonde sur l'hypothèse suivante : la fécondité matrimoniale ou bien suit la fécondité naturelle (en l'absence de limitation délibérée des naissances), ou bien elle s'en écarte d'une façon qui augmente avec l'âge selon un schéma typique. Donc, si on appelle $\phi(x)$ la fécondité matrimoniale à l'âge x et $h(x)$ la fécondité naturelle au même âge, dans une population qui la limite délibérément, il vient

$$\phi(x) = Mh(x)\delta(x) \tag{E.1}$$

où M est un paramètre indiquant le niveau de fécondité naturelle qu'atteindrait la population en l'absence de toute limitation volontaire et $\delta(x)$ est une fonction de l'âge indiquant le schéma typique de différence avec la fécondité naturelle en cas de limitation volontaire.

En examinant la fonction $\delta(x)$ calculée pour plusieurs populations, Coale et Trussell[27] ont trouvé qu'elle pouvait être représentée par :

$$\delta(x) = \exp(m\nu(x)) \tag{E.2}$$

où la fonction $\nu(x)$ est quasi identique pour différentes populations, tandis que le paramètre m change avec chacune. Ils ont interprété ces résultats comme signifiant que $\nu(x)$ représente le schéma typique d'écart par rapport à la fécondité naturelle en cas de limitation délibérée des naissances, tandis que m mesure le degré de pratique de cette limitation. Le modèle final de fécondité matrimoniale ainsi obtenu présente un intérêt tant mathématique que théorique. On peut aisément le tirer des équations (E.1) et (E.2) et il prend la forme

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

où l'indice i sert au lieu de l'âge x pour indiquer qu'en général on n'utilise que des données se rapportant à des groupes d'âge quinquennaux. Les valeurs des deux fonctions $h(i)$ et $\nu(i)$ ont été estimées et figurent au tableau 3. Donc, pour adapter ce modèle à toute population dont sont connus les taux de fécondité matrimoniale, il suffit de

[23] John Hajnal, "Age at marriage and proportions marrying", *Population Studies*, vol. VII, n° 2 (novembre 1953), p. 111 à 136.
[24] A. J. Coale, "Age patterns of marriage".
[25] Louis Henry, "Some data on natural fertility", *Eugenics Quarterly*, vol. VIII, n° 2 (juin 1961), p. 81 à 91.
[26] Ansley J. Coale et T. James Trussell, "Model fertility schedules : variations in the age structure of childbearing in human populations", *Population Index*, vol. 40, n° 3 (avril 1974), pp. 185 à 258.
[27] *Ibid.*

déterminer les valeurs des paramètres M et m. Coale et Trussell[28] suggèrent deux façons possibles d'estimer ces paramètres. Selon la première et la plus simple

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

et

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

Donc, le niveau M de fécondité matrimoniale est défini par la relation entre les taux observés de fécondité matrimoniale et naturelle aux âges de 20 à 24 ans, auxquels on estime que la limitation volontaire est sans effet; tandis que m représente la moyenne des valeurs $m(i)$ qu'on peut estimer directement à partir des valeurs observées de $\phi(i)$ dès qu'on connaît M.

Le second procédé utilise la nouvelle expression suivante de (E.3) :

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

qui montre clairement que les quantités $\ln(\phi(i)/h(i))$ et $\nu(i)$ sont en relation linéaire. Donc, on peut estimer $\ln(M)$ et m en traçant la droite qui s'ajuste le mieux aux points correspondants aux valeurs observées de $\ln(\phi(i)/h(i))$ et $\nu(i)$. Coale et Trussell[29] recommandent de recourir à la méthode des moindres carrés pour tracer cette droite et suggèrent de n'en considérer que les points correspondants aux groupes d'âge de 20-24 à 40-44 ans (avec i variant de 2 à 6.)

On notera que les valeurs de la fonction type $\nu(i)$ indiquant le schéma d'écart par rapport à la fécondité naturelle (voir tableau 3) sont toutes soit négatives soit nulles. De

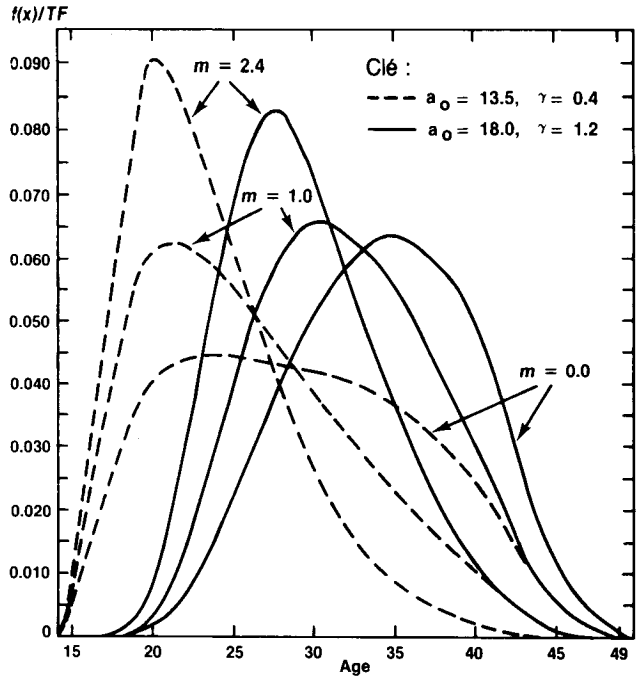
Tableau 3

SCHÉMA TYPE DE FÉCONDITÉ NATURELLE ET ÉCARTS RELATIVEMENT À CETTE FÉCONDITÉ, PAR GROUPE D'ÂGE, SELON LE MODÈLE DE COALE ET TRUSSELL

Groupe d'âge (1)	*Indices* i (2)	*Fécondité naturelle* $h(i)$ (3)	*Ecart à la fécondité naturelle* $\nu(i)$ (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

plus, la valeur absolue de $\nu(i)$ croît avec l'âge. Donc une valeur positive de m indique que, dans la population étudiée, la fécondité matrimoniale reste de plus en plus inférieure à la fécondité naturelle à mesure qu'on avance en âge (figure 8). Une valeur négative de m indiquerait au contraire que la fécondité matrimoniale dépasse de plus en

Figure 8. — Courbes de fécondité selon Coale et Trussell : combinaisons de mariages précoces et de divers degrés de limitation de la fécondité; et de mariages tardifs avec les mêmes degrés de cette limitation



plus la fécondité naturelle, avec l'âge. Si $m = 0$, fécondité naturelle et fécondité matrimoniale observées suivent le même schéma.

Le modèle (E.3) peut servir non seulement à étudier les schémas de la fécondité matrimoniale effective dans une population, mais à construire, pour cette fécondité, des courbes types très utiles aux fins de simulation. Pourtant, étant donné que, souvent, c'est à la fécondité globale qu'on s'intéresse, le modèle (E.3) peut être combiné avec le modèle de nuptialité précédemment décrit (section D) de façon qu'on obtienne la fécondité par âge $f(x)$, sous la forme

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

où $G(x)$ est la proportion des gens mariés à l'âge x définie par les équations (D.5) et (D.6).

Le modèle (E.7) est un modèle à cinq paramètres de la fécondité globale. Ces paramètres sont les suivants : θ, proportion des gens qui se marient le plus tardivement de tous; a_0, l'âge où l'on commence à se marier; γ, cadence des mariages; M, niveau global de fécondité matrimoniale; et m, écart par rapport à la fécondité naturelle. Etant donné que θ et M ne figurent que comme multiplicateurs constants pour les termes $G(x)$ et $\gamma(x)$ respectivement, ils déterminent le niveau de la courbe $f(x)$ et non pas sa forme. Cette forme ne dépend que des valeurs des trois autres paramètres présents. Coale et Trussell[30] ont construit un ensemble de schémas types de la fécondité $f(x)$ par âge en résolvant l'équation (E.7) pour diverses valeurs de a_0, γ et m. Les courbes types ainsi obtenues s'ajustent à

[28] *Ibid.;* et Ansley J. Coale et T. James Trussell, "Technical note: finding the two parameters that specify a model schedule of marital fertility", *Population Index*, vol. 44, n° 2 (avril 1978), p. 202 à 213.

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

[30] A. J. Coale et T. J. Trussell, "Model fertility schedules: variations in the age structure or childbearing in human populations".

toute une série de fécondités effectives observées qui permettent d'étudier des schémas extrêmes qui n'ont jamais été mesurés exactement en pratique ou ne l'ont été que rarement.

2. Modèle gompertzien de Brass

Brass[31] a tenté de réduire à deux les trois paramètres requis par le modèle de Coale-Trussell pour déterminer la courbe de la fécondité par âge, en postulant une fois de plus une relation entre une courbe "normale" et toute autre courbe de fécondité. Plus précisément, appelant $F(x)$ la fécondité cumulée jusqu'à l'âge x et TF la fécondité globale, il suppose que le quotient de $F(x)/TF$, c'est-à-dire la proportion de la fécondité globale jusqu'à l'âge x, suit une fonction de distribution de Gompertz, de la forme

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

où A et B sont des constantes, avec $A<0$. Cette expression se ramène à une fonction linéaire de x par une double transformation logarithmique, à savoir :

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

et

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

Transformer l'équation (E.9) en (E.10) exige qu'on ajoute un signe moins, car le quotient considéré est inférieur à 1; donc, son logarithme est négatif et un nombre négatif n'a pas de logarithme. Pour simplifier, on peut transcrire la seconde transformation par $\eta(F(x))$. L'équation (E.10) devient

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

Ce modèle, où $\eta(F(x))$ est une fonction linéaire de l'âge, représente assez bien les coefficients observés pour la partie centrale de la période de procréation, mais beaucoup moins bien ses parties extrêmes. Brass a découvert que l'ajustement s'améliore si l'on remplace la variable x exprimant l'âge par une fonction de x qu'on peut interpréter comme une transformation η d'une courbe type de fécondité pour cet âge. De ce fait, la relation exprimée par l'équation (E.11) peut se transformer en

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

En d'autres termes, la transformation η de la courbe de fécondité observée est une fonction linéaire de la même transformation de la courbe normale. Le parallèle est évident avec les tables de mortalité établies par Brass selon le système logit : dans les deux cas, une transformation qui tend à rendre linéaire la distribution considérée sert à rattacher à une courbe normale toute courbe observée, au moyen de deux constantes. Dans le cas de ces tables, les deux paramètres peuvent s'interpréter comme déterminant le niveau général de mortalité et la relation entre la mortalité au début et à la fin de l'existence. Dans le cas du modèle gompertzien, on peut considérer que, dans l'équation (E.12), le terme α détermine l'âge auquel s'applique la courbe, ou plus précisément l'âge auquel la moitié de la procréation globale a déjà eu lieu; tandis que β peut s'interpréter comme déterminant l'étendue ou le degré de concentration de la courbe. (Les effets des variations d'α et de β sur la forme de ces courbes ressortent des figures 9 et 10.)

Figure 9. — Courbes de fécondité données par le modèle gompertzien pour $\beta = 1$

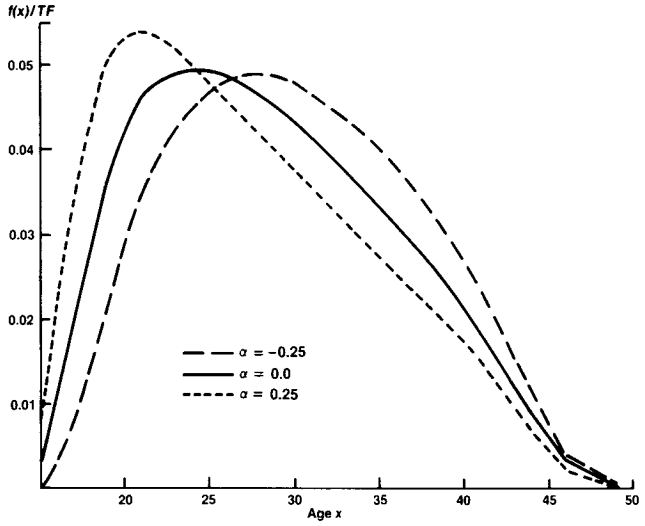
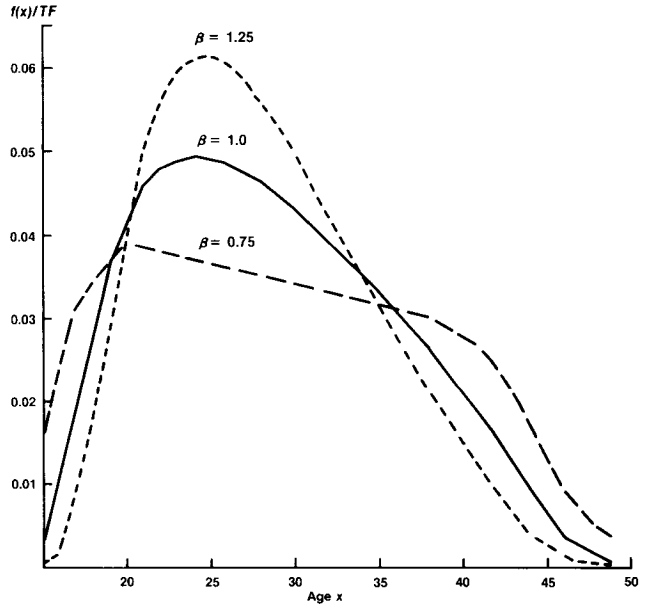


Figure 10. — Courbes de fécondité données par le modèle gompertzien pour $\alpha = 0$



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

Brass a tiré une norme appropriée des courbes types de Coale-Trussell. Les valeurs de ses transformation η pour chaque âge de la période de procréation figurent au tableau 4. Son modèle est d'emploi bien plus commode que celui élaboré par Coale et Trussell et pourrait se révéler très utile aux fins de simulation et de projection. Toutefois, d'élaboration récente, on ne l'a guère utilisé encore.

Tableau 4

VALEURS DE LA TRANSFORMATION η D'UNE COURBE TYPE DE FÉCONDITÉ $\eta(F(x))$

Age x (1)	*η Transformation $\eta(F(x))$* (2)	*Age x* (3)	*η Transformation $\eta(F(x))$* (4)
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		

RÉFÉRENCES ADDITIONNELLES

Coale, Ansley J. et T. James Trussell. Erratum. *Population index* (Princeton, New Jersey) 41(4) : 572, octobre 1975.

Page, H. J. et G. Wunsch. Parental survival data: some results of the application of Ledermann's model life tables. *Population studies* (Londres) 30(1) : 59–76, mars 1976.

Trussell, T. James. Selected applications of model fertility schedules. Thèse de doctorat inédite. Princeton, New Jersey, Princeton University, 1974.

Chapitre II

ESTIMATION DE LA FÉCONDITÉ À PARTIR DE RENSEIGNEMENTS SUR LES ENFANTS NÉS VIVANTS

A.—Fondement des méthodes

1. Nature des renseignements sur les enfants nés vivants

Le présent chapitre décrit les méthodes d'estimation de la fécondité fondées sur des données au sujet des enfants nés vivants. Leur nombre, pour toute femme, donne une mesure globale de sa fécondité jusqu'à la date de collecte des données. Il ne dit rien de l'échelonnement des naissances, rapporté à une échelle personnelle comme l'âge ou la durée du mariage, ou à une échelle extérieure comme les années civiles. Si l'on groupe les femmes selon quelque variable comme l'âge ou la durée du mariage, le nombre moyen d'enfants nés vivants dans ce groupe, également appelé sa parité moyenne, peut se calculer en divisant le nombre total d'enfants nés des femmes de ce groupe par l'effectif total de celles-ci. Le résultat mesure la fécondité effective moyenne des survivantes dans des cohortes par naissance ou par mariage, mais comme précédemment, il ne dit rien de l'échelonnement des naissances. Quand on se sert, aux fins d'analyse, de données sur la parité moyenne, on y ajoute, sur cet échelonnement rapporté à une échelle personnelle ou extérieure, des renseignements supplémentaires tirés d'autres sources ou déduits d'hypothèses nouvelles. Strictement parlant, les parités moyennes se rapportent aux survivantes dans des cohortes déterminées, bien qu'on tienne généralement pour négligeable la distorsion résultant de la mortalité féminine.

Les considérations générales qui précèdent donnent quelque indication des qualités et défauts des données sur les enfants nés vivants. Leur qualité principale est de n'être pas datées, de sorte qu'elles ne risquent pas d'être entachées d'erreurs sur les dates. Cette qualité est aussi un défaut, car en soi les données ne se rapportent à aucune période définie et ne fournissent donc aucun renseignement sur les schémas par âge de la fécondité ou ses tendances dans le temps. Autre défaut, ces renseignements doivent généralement être réunis sous forme chiffrée, laquelle peut être entachée d'erreurs relativement plus fortes que ceux qui sont tirés de questions auxquelles on répond simplement par oui ou par non.

La façon la plus simple de réunir des renseignements sur les enfants nés vivants consiste à demander "Combien d'enfants nés vivants avez-vous eus ?", la réponse attendue étant un nombre. On notera que cette question ne se rapporte qu'aux enfants nés vivants, à l'exclusion des mort-nés et autres cas de mortalité fœtale. Il importe de s'en tenir à cette définition, car toutes les méthodes d'analyse dont on dispose se fondent strictement sur les naissances vivantes et, de plus, il est probable que les mort-nés seront déclarés de façon plus ou moins complète, avec de larges variations d'une société à une autre. La simple question susmentionnée a beaucoup servi, mais l'examen de ses résultats indique que des enfants sont parfois omis, surtout par les femmes âgées de plus de 35 ans. Tel sera plus particulièrement le cas de ceux qui sont partis ou qui sont décédés, de sorte qu'on peut attendre de meilleurs résultats des questions portant sur ces deux catégories (la pratique semble confirmer cette attente, bien qu'il soit difficile de séparer les effets d'une meilleure instruction et d'un meilleur libellé de la question). Il est donc recommandé, si le temps alloué à chaque entretien et si le format du questionnaire le permettent, de diviser la question essentielle en trois, comme suit : "De tous les enfants qui vous sont nés vivants combien : 1. Vivent encore avec vous ? 2. Vivent encore, mais dans un autre ménage ? 3. Sont décédés ?" Sous cette forme, la question fournit les renseignements supplémentaires requis pour estimer la mortalité juvénile (voir chapitre III). Un autre progrès consiste à collecter les renseignements sur les enfants nés vivants classés par sexe, en posant les trois questions pour chaque sexe. Les données ainsi classées servent de base pour estimer la mortalité juvénile par sexe et sont utiles pour apprécier la qualité des données.

Il convient aussi de bien choisir les femmes à qui demander ces renseignements. En général, le mieux sera d'interroger toutes celles de plus de 15 ans, quel que soit leur état civil. Dans certaines sociétés, toutefois, les mœurs interdisent de demander à celles qui n'ont jamais été mariées si elles ont eu des enfants; et, en pareil cas, les questions ne peuvent être posées qu'à celles qui ont été mariées au moins une fois (non célibataires). Il importe de reconnaître toutefois qu'alors la valeur des renseignements réunis variera en raison inverse de la fréquence de la fécondité prématrimoniale.

Les données sur les enfants nés vivants sont généralement présentées par groupes quinquennaux, soit de l'âge des mères, soit de la durée du mariage si on dispose des données nécessaires. Un simple tableau du nombre des femmes, de leurs enfants nés vivants et de la parité moyenne de chaque groupe doit être complété par un tableau des femmes classées à la fois selon leur âge ou la durée de leur mariage et par le nombre de ces enfants (0, 1, 2, . . . , 10, 11 +, non déclarés). Si on dispose de données par sexe, tous ces tableaux seront établis pour chaque sexe des enfants.

Une forme particulière de ces données est celle portée sur les fiches de fécondité ou les fiches gynécologiques, qui renseignent sur la date de chaque naissance ou la fin de chaque grossesse et précisent souvent les événements ultérieurs de la vie de l'enfant, avec la date de son décès le cas échéant. L'établissement de ces fiches prend du temps et revient donc cher, de sorte qu'il s'est borné dans la pratique à des enquêtes par sondage relativement peu étendues. Il est clair que cette forme de collecte des données sur les enfants nés vivants fournit aussi des renseignements sur l'échelonnement des naissances, mais exige en contrepartie qu'on enregistre des dates, plus susceptibles d'être entachées d'erreurs.

Une analyse approfondie des données réunies par les fiches de fécondité requiert souvent des tableaux assez détaillés présentés sous une forme que l'ordinateur puisse lire. Grâce aux efforts considérables déployés par l'Enquête mondiale sur la fécondité, on dispose bien plus facilement à la fois de telles données et de méthodes conçues spécialement pour leur analyse. La description détaillée de ces méthodes sort du cadre du présent *Manuel :* aussi le lecteur fera-t-il bien de se reporter à la série des publications émanées de cette enquête. Le recueil des rapports scientifiques, qui réunissent des exemples détaillés de l'analyse et de l'évaluation des données sur les fiches de fécondité, présente un intérêt tout particulier. Certaines de ces analyses sont citées au présent chapitre et d'autres sont énumérées à la fin.

2. Erreurs typiques entachant les données sur les enfants nés vivants

Les parités moyennes pour des groupes de femmes, calculées à partir de données sur les enfants nés vivants, peuvent être déformées par des erreurs soit sur le nombre des enfants déclarés, soit sur la classification des femmes dans des groupes particuliers.

La principale erreur qui entache le nombre des enfants déclarés provient des omissions. Les femmes ont tendance à omettre certains de leurs enfants nés vivants, particulièrement ceux qui vivent ailleurs ou qui sont morts, de sorte que la proportion d'omissions tend à croître avec l'âge de la mère. Symptômes de l'omission, les parités moyennes n'augmentent pas assez vite avec cet âge et, dans certains cas, ces parités, pour les femmes âgées de 40 à 44 ans et de 45 à 49 ans, tombent au-dessous de celles des femmes âgées de 35 à 39 ans, même si l'on n'a pas lieu de supposer une augmentation de la fécondité. Des erreurs systématiques analogues s'observent pour les groupes dont le mariage a duré entre 15 et 19 ans ou plus. Les effets de l'omission, si elle ne provient que de femmes âgées de plus de 35 ans, ne sont pas très graves, car la plupart des méthodes d'analyse ne se servent guère des données les concernant. Toutefois, pour minimiser les omissions provenant de femmes plus jeunes (moins de 35 ans), il est bon d'insister lors de la collecte des données sur l'importance d'obtenir des renseignements exacts de toutes les femmes, quel que soit leur âge.

Une autre erreur dans le nombre déclaré des enfants nés vivants provient de l'inclusion des mort-nés et autres cas de mortalité fœtale. Bien que le relèvement éventuelle de la parité moyenne qui en résulte soit faible, on doit s'attacher, lors de la collecte des données, à n'inclure que les enfants nés vivants (un tel enfant se définit généralement par le fait de crier dès qu'il est né).

Une troisième erreur entachant le nombre déclaré des enfants nés vivants se produit si on n'enregistre pas la parité d'une bonne proportion des femmes, c'est-à-dire si une proportion non négligeable de celles-ci n'indique pas sa parité. Si elles ont en fait eu quelques enfants, leur inclusion dans le dénominateur de la parité moyenne, alors que leurs enfants sont exclus du numérateur, entache cette parité d'une erreur systématique qui la réduit d'autant. Si l'on peut supposer que les femmes qui ont fourni des renseignements sont représentatives, en ce qui concerne la parité, de celles qui n'en ont pas donné, on peut obtenir une estimation sans distorsion de la parité moyenne en divisant le nombre déclaré des enfants par le nombre de femmes qui les ont déclarés. Toutefois, dans maintes enquêtes semble se manifester une tendance excessive à inscrire comme "sans-réponse" les femmes sans enfant (multipares). El-Badry[1] en a proposé une explication plausible : les enquêteurs ont tendance à laisser en blanc la case destinée à inscrire le nombre d'enfants nés vivants quand ce nombre est nul; lors du codage, ces blancs sont interprétés comme un silence : les femmes passent ainsi de la catégorie des naissances nulles à celle des sans-réponse. En pareil cas, la parité moyenne sera surestimée si les femmes inscrites comme sans-réponse sont soustraites du dénominateur. El-Badry a proposé aussi une méthode permettant d'estimer la fréquence exacte des sans-réponse en considérant la relation entre la proportion des femmes sans enfant et la proportion de celles dont la parité n'est pas indiquée : cette méthode est exposée intégralement à l'annexe II. Son emploi est recommandé si la relation utilisée est linéaire; sinon, il est recommandé, pour calculer les parités moyennes, d'inclure dans le dénominateur les femmes dont la parité n'est pas déclarée.

Les erreurs de classement proviennent de fausses déclarations de l'âge ou de la durée du mariage. Quand on utilise des données groupées, ces erreurs ne se produisent que si une femme est transférée d'un groupe dans un autre. Les effets de ces erreurs sont complexes, mais on peut en dégager certains principes. Des erreurs aléatoires dans la déclaration de l'âge ou de la durée du mariage exerceront probablement un léger effet égalisateur sur les parités moyennes, étant donné qu'un transfert dans la catégorie supérieure qui en réduit la parité moyenne sera probablement compensé par un transfert dans la catégorie inférieure qui en accroît la parité moyenne. Toutefois, on peut s'attendre que l'effet net soit faible, étant donné que les femmes mal classées se trouveront probablement près de la limite des groupes voisins, celles qui sont transférées dans la catégorie supérieure ayant donc des parités supérieures à la moyenne et celles transférées dans la catégorie inférieure ayant des parités inférieures à la moyenne des femmes de leur âge.

[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, n° 296 (décembre 1961), p. 909 à 924.

En revanche, un transfert systématique à la catégorie supérieure, soit d'âge soit de durée du mariage, risque de réduire les parités moyennes pour tous les groupes, cet effet déclinant avec l'âge ou la durée du mariage, jusqu'à disparaître dans le groupe où ne sont ainsi transférées que les femmes ayant cessé d'être fécondes. De même, un transfert systématique à la catégorie inférieure accroît les parités moyennes, l'effet déclinant de même avec l'âge ou la durée du mariage, jusqu'à disparaître pour le groupe d'âge ou de durée du mariage à l'intérieur duquel toute procréation a cessé. Une tendance systématique à un transfert vers le haut jusqu'à une certaine limite, suivie d'une tendance à un transfert vers le bas, concentre les enquêtées dans un groupe central aux dépens des groupes extrêmes et peut donner des parités moyennes relativement faibles pour les groupes situés au-dessous de cette limite, une parité moyenne à peu près exacte pour le groupe contenant la limite et des parités moyennes relativement fortes pour les groupes situés au-dessus d'elle. En pareil cas, les groupes situés au-dessus de la limite supérieure de la période de procréation présenteraient des parités moyennes exactes si les fausses déclarations d'âge étaient seules en cause.

Le mariage étant un événement plus récent et plus ressenti que la naissance, il semblerait que les données classées selon la durée du mariage doivent être moins déformées par des erreurs de date que celles classées par âge, si la durée se mesure à partir de la date déclarée du mariage. Toutefois, ces données souffrent d'un risque d'ambiguïté sur cette date. L'analyste s'intéresse à la période écoulée depuis le début des relations sexuelles; mais dans certaines sociétés, celles-ci peuvent précéder la célébration du mariage et, dans d'autres, ne pas le suivre immédiatement. Une autre confusion existe dans le cas des remariages, car la date déclarée peut bien être celle du second ou du plus récent des mariages. Ce problème peut se minimiser par une question portant expressément sur le premier mariage. Donc, il importe que les enquêteurs et ceux qui organisent les enquêtes soient conscients des problèmes conceptuels touchant ce point, afin d'élaborer les méthodes de collecte les plus propres à recueillir les renseignements requis.

En analysant les données sur les enfants nés vivants, on tient généralement pour négligeables les effets de la mortalité féminine. La question ne présente de l'importance que si on compare la parité moyenne d'une cohorte à deux époques différentes, car l'hypothèse normale est alors que la variation de cette parité s'explique entièrement par la fécondité au cours de la période intermédiaire. Négligeant les effets de la mortalité, on suppose ainsi que les membres de la cohorte qui n'ont pas survécu avaient, jusqu'à leur décès, des niveaux de fécondité analogues à ceux des survivantes, supposition qui ne se vérifie pas toujours exactement en pratique. On ignore pourtant dans quel sens s'exercent les effets de la mortalité sur la parité moyenne : si la mortalité a été supérieure à la moyenne pour les femmes de forte parité, la parité moyenne déclarée par les femmes âgées sous-estimera le niveau de fécondité de la cohorte; d'autre part, dans les pays développés, la mortalité est plus forte chez les femmes célibataires que chez les femmes mariées, donc, semble-t-il, plus forte chez les femmes à faible parité, auquel cas la parité moyenne déclarée surestimera la fécondité de la cohorte. Toutefois, les effets de la mortalité sur la parité moyenne seront probablement minimes, car dans la plupart des pays aujourd'hui les risques de mortalité pour les femmes dans leurs années de procréation sont assez bas.

La migration pose un problème analogue à celui de la mortalité, quoique moins grave, surtout à l'échelon sous-national. Les parités moyennes pour des zones particulières peuvent être déformées par une migration de femmes plus ou moins fécondes que celles du pays, de même que peuvent l'être leurs variations entre deux dates. Ainsi, par exemple, la parité moyenne d'une ville peut se trouver accrue par l'arrivée de campagnardes à forte parité. Le problème tient certes au fait que les données sur la parité moyenne ne sont pas datées, auquel s'ajoute dans ce cas l'ignorance de la résidence précédente. A ce problème il n'y a d'autre solution que de considérer des zones où la migration nette reste minime ou d'utiliser d'autres genres de données. On serait tenté de classer les femmes d'après leur lieu de naissance et leurs enfants nés vivants d'après ce même lieu et de limiter l'analyse aux femmes nées dans la zone considérée : mais les estimations ainsi obtenues ne représenteraient pas nécessairement la fécondité dans cette zone, car les immigrantes peuvent non seulement avoir eu une forte fécondité et donc une parité supérieure à la moyenne, mais avoir encore une fécondité supérieure. De plus, si la fécondité dépend du lieu de résidence, les estimations tirées de données classées selon le lieu de naissance ne représenteront pas comme il convient les différences courantes de fécondité selon les régions, qui présentent tant d'intérêt.

3. Disposition du présent chapitre

Toutes les méthodes d'estimation exposées dans le présent chapitre se caractérisent par l'emploi de données sur les enfants nés vivants. Toutefois, on peut les répartir par catégorie selon le genre exact des données qu'elles exigent (classées soit par âge, soit selon la durée du mariage, par exemple). Les sections B à D présentent ces méthodes réparties par catégorie. Pour aider l'usager à choisir celle qui convient le mieux à une application particulière, les voici brièvement décrites.

Section B.—Méthodes du type Brass fondées sur la comparaison des taux de fécondité par âge et par période et des parités moyennes déclarées. Cette section présente plusieurs méthodes fondées sur l'idée due à Brass[2] de comparer les parités moyennes déclarées avec les parités estimées à partir de taux de fécondité par âge pour une certaine période. Caractéristique principale, donc, elles exigent au moins deux catégories de renseignements sur la fécondité : les enfants nés vivants au moins à une époque; et des taux de fécondité par âge se rapportant à quelque période intéressante. Les variantes de la méthode fondamentale tiennent à des variantes dans les hypothèses adoptées ou à la plus ou moins grande disponibilité des

[2] W. Brass, "Utilisations des données des recensements et des enquêtes pour l'estimation des taux de natalité et de mortalité" (E/CN.14/CAS.4/VS 7), rapport préparé pour le Cycle d'étude sur les statistiques d'état civil, Commission économique pour l'Afrique, Addis-Abeba, 14-19 décembre 1964.

Tableau 5

GUIDE SCHÉMATIQUE DES MATIÈRES DU CHAPITRE II

Section	*Sous-section et méthodes*		*Genre de données requises*	*Paramètres obtenus*
B.—Méthodes du type Brass fondées sur la comparaison des taux de fécondité par période et des parités moyennes déclarées	B.2	Méthode de quotient *P/F* appliquée à toutes les naissances	Enfants nés vivants classés par groupe quinquennal d'âge de la mère Naissances au cours d'une année classées par groupe quinquennal d'âge de la mère Femmes classées par groupe quinquennal d'âge Population totale	Taux corrigés de fécondité par âge Fécondité globale corrigée Taux de natalité corrigé
	B.3	Méthode du quotient P_1/F_1 appliquée aux premières naissances	Femmes ayant eu au moins un enfant classées par groupe quinquennal d'âge. Premières naissances au cours d'une année classées par groupe quinquennal d'âge de la mère Femmes classées par groupe quinquennal d'âge	Taux corrigés de fécondité (premières naissances) par âge Proportion globale corrigée des mères
	B.4	Méthode du quotient *P/F* appliquée à une cohorte intercensitaire hypothétique	Enfants nés vivants classés par groupe quinquennal d'âge de la mère selon deux enquêtes ou recensements espacés de cinq ou dix ans Naissances au cours de l'année précédant chaque enquête ou recensement classées par groupe quinquennal d'âge de la mère ou, à défaut, estimation des taux intercensitaires de fécondité par âge (à partir des registres d'état civil par exemple) Nombre de femmes dénombrées par chaque enquête ou recensement, classées par groupe quinquennal d'âge	Courbe corrigée de fécondité intercensitaire Fécondité intercensitaire totale corrigée
	B.5	Méthode du quotient *P/F* appliquée à des cohortes réelles	Enfants nés vivants classés par groupe quinquennal d'âge de la mère selon le recensement Naissances enregistrées au cours de chacune des 15 ou 20 années précédant le recensement, classées par groupe quinquennal d'âge de la mère Femmes classées par groupe quinquennal d'âge dénombrées par le recensement qui a réuni des renseignements sur les enfants nés vivants et par ceux qui ont eu lieu au cours des 15 ou 20 années précédentes	Estimations de complétude des registres des naissances Taux corrigés de fécondité par âge pour une certaine période précédant le recensement Fécondité globale corrigée pour la même période Taux corrigés de natalité pour la même période
	B.6	Méthode du quotient *P/F* appliquée à des cohortes intercensitaires hypothétiques au moyen des naissances enregistrées	Enfants nés vivants classés par groupe quinquennal d'âge de la mère selon deux recensements espacés de 5 ou 10 ans Naissances enregistrées au cours de chacune des années intercensitaires, classées par groupe quinquennal d'âge de la mère Femmes classées par groupe quinquennal d'âge selon les deux recensements Population totale selon chaque recensement	Estimation de la complétude des registres des naissances Taux corrigés de fécondité intercensitaire par âge Fécondité intercensitaire globale corrigée
C.—Estimation de la fécondité par âge à partir des augmentations des parités de cohorte entre deux enquêtes	C.A.	Utilisation des augmentations de parité	Enfants nés vivants classés par groupe quinquennal d'âge de la mère selon deux enquêtes ou recensements espacés de 5 ou 10 ans Femmes classées par groupe quinquennal d'âge selon les deux enquêtes ou recensements	Taux corrigés de natalité intercensitaire Taux de fécondité intercensitaire par âge Fécondité intercensitaire globale

Tableau 5 (suite)

Section	*Sous-section et méthodes*	*Genre de données requises*	*Paramètres obtenus*
D.—Estimation de la fécondité à partir de renseignements sur les enfants nés vivants classés par durée du mariage	D.2 Estimation du niveau de fécondité naturelle	Enfants nés vivants classés par groupe quinquennal de durée du mariage de la mère Femmes non célibataires classées par groupe quinquennal de durée du mariage Total de la population féminine classée par groupe quinquennal d'âge et par état matrimonial (célibataires, mariées, veuves ou divorcées) Age le plus précoce où se célèbrent un nombre notable de mariages Population totale	Taux corrigés de fécondité matrimoniale par âge Fécondité globale corrigée Taux corrigé de natalité
	D.3 Méthode du quotient *P/F* appliquée aux données par durée du mariage	Enfants nés vivants classés par groupe quinquennal de durée du mariage de la mère Naissances au cours de l'année classées par groupe quinquennal de durée du mariage Femmes non célibataires classées par groupe quinquennal de durée du mariage Population totale	Taux corrigés de fécondité par durée du mariage Fécondité matrimoniale globale corrigée Taux corrigé de natalité

données. En général, les méthodes exposées dans cette section s'y succèdent dans l'ordre croissant de leurs exigences en matière de données. Le tableau 5 énumère ces exigences pour chacune. On notera que toutes utilisent des données classées par âge.

Section C.—Estimation de la fécondité par âge à partir d'augmentations des parités de cohorte entre deux enquêtes. Cette méthode se fonde exclusivement sur des données concernant les enfants nés vivants. Elle n'a pas besoin de taux de fécondité par âge calculés séparément. Toutes les données utilisées doivent être classées par âge.

Section D.—Estimation de la fécondité à partir de renseignements sur les enfants nés vivants classés par durée du mariage. Si l'on dispose de données sur les enfants nés vivants classées selon la durée du mariage de leur mère, deux méthodes s'offrent pour estimer la fécondité. La plus simple n'exige de données que sur ces enfants; une autre plus perfectionnée permet une comparaison du type Brass entre données sur la parité et mesures d'équivalents tirées d'une courbe de fécondité selon la durée du mariage. Cette dernière exige donc des renseignements à la fois sur les enfants nés vivants et sur le nombre de naissances qui se produisent au cours d'une année, classés selon la durée du mariage de la mère (tableau 5).

B.—Méthodes du type Brass, fondées sur la comparaison des taux de fécondité par période et des parités moyennes déclarées

1. Description générale de ces méthodes

Le nombre total d'enfants nés vivants d'un groupe de femmes d'un âge donné enregistre l'ensemble de leur progéniture du début de leur période de procréation jusqu'à cet âge. Le nombre moyen de ces enfants, obtenu en divisant le nombre des enfants déclarés par le nombre des mères, mesure donc la fécondité effective de la cohorte féminine considérée, bien qu'elle n'en mesure en fait que le niveau, puisqu'elle ne contient aucun renseignement sur son échelonnement. Si l'on suppose que la fécondité effective des femmes qui décèdent est la même jusqu'à l'âge de leur décès que celle des survivantes, le nombre moyen des enfants nés vivants fournit une mesure, indépendante de la mortalité, de la fécondité de la cohorte.

Des taux de fécondité par âge on peut tirer une mesure analogue. Si on les cumule depuis l'âge où commence la période de procréation, en tenant dûment compte de l'ampleur des intervalles d'âge auxquels se rapportent les taux, on peut interpréter les résultats comme le nombre moyen d'enfants qu'auraient mis au monde les femmes qui présentent ces taux de fécondité, depuis le début de leur période de procréation jusqu'à la limite d'âge supérieure du groupe d'âge le plus élevé inclus dans le cumul.

Les renseignements portant à la fois sur la fécondité pendant toute l'existence que peut fournir une question sur le nombre d'enfants nés vivants posée en cours d'enquête et sur la fécondité présente, fournis par une question sur les naissances au cours de l'année précédente ou sur la date de la dernière naissance ou bien fournis par les registres d'état civil, permettent un efficace contrôle de concordance, grâce auquel on peut cumuler les taux actuels de fécondité et les comparer avec la parité moyenne. Cette comparaison utilise certes des taux se rapportant aussi bien à des cohortes qu'à des périodes, mais elle est utile même si l'on ne s'attend pas que les deux séries concordent à cause de l'évolution de la fécondité.

Cette comparaison de la fécondité au cours d'une existence avec la fécondité du moment peut aussi fournir une méthode de correction dans les cas où les données sont entachées d'erreurs systématiques. Il en est souvent ainsi des

renseignements sur les enfants nés vivants à cause des omissions : ces omissions, qui concernent peut-être les enfants décédés depuis longtemps ou ceux qui ont quitté la maison, sont surtout commises par des femmes âgées; les déclarations des femmes plus jeunes, jusqu'à 30 ou 35 ans, peuvent être assez sûres. Les renseignements sur la fécondité présente, fournis par une question sur les naissances au cours des 12 mois précédant une enquête, peuvent être déformés par une idée erronée de la longueur de la période de référence, de sorte que les naissances déclarées correspondent à une période mal définie, dont la longueur moyenne peut être inférieure ou supérieure à un an. Si les renseignements sur la fécondité présente proviennent d'un registre d'état civil, le niveau des taux déclarés peut être déformé par la généralité des omissions. Si l'on peut admettre que ces erreurs restent approximativement constantes quant à l'âge (supposition particulièrement appropriée dans le cas d'erreur sur la période de référence), la répartition par âge de la fécondité ainsi observée peut être tenue pour exacte, bien que son niveau risque d'être faussé.

La fécondité courante cumulée peut se comparer avec la fécondité totale déclarée par les femmes de moins de 30 ou 35 ans pour donner un facteur de correction applicable aux niveaux de fécondité courante qui, ainsi corrigés, donnent une meilleure estimation de cette fécondité. Pour que cette correction soit valable, il faut supposer que la fécondité des jeunes femmes n'a guère changé car, dans le cas contraire, on ne saurait s'attendre que leur fécondité totale concorde avec les taux de fécondité courante cumulée. De plus, quand on traite de données classées par groupe quinquennal d'âge, ces derniers taux donnent une estimation du nombre moyen d'enfants nés vivants de femmes qui ont atteint la fin de chaque groupe d'âge, tandis que les données sur la parité fournissent une estimation du nombre moyen d'enfants nés de femmes dont les âges se situent dans tout l'intervalle de leur groupe. Donc, une interpolation s'impose pour que les chiffres se rapportent à un intervalle d'âge comparable.

Le principe fondamental du procédé d'estimation de Brass[3] est de corriger la répartition par âge, tirée de renseignements sur les récentes naissances, par le niveau de fécondité que suppose la parité moyenne des femmes appartenant aux groupes d'âge 20-24, 25-29 et peut-être 30-34. On a proposé plusieurs extensions du procédé initial. Premièrement, si le raisonnement peut s'appliquer à toutes les naissances, il peut aussi s'appliquer aux naissances prises dans un rang quelconque; et les taux de fécondité cumulés par rang de naissance doivent pouvoir se comparer avec la proportion des femmes qui déclarent avoir mis au monde au moins ce nombre d'enfants. Pareille comparaison peut être particulièrement instructive pour les premières naissances. Deuxièmement, si on dispose de données sur les enfants nés vivants grâce à deux enquêtes distantes de 5 ou 10 ans et qu'on puisse calculer les taux moyens de fécondité pour la même période, on peut abandonner l'hypothèse d'une fécondité constante au cours du passé récent, puisqu'on peut établir la parité moyenne d'une hypothétique cohorte intercensitaire et la comparer aux équivalents de parité tirés des taux de fécondité correspondants. Troisièmement, on peut encore abandonner cette hypothèse si un registre d'état civil ou quelque autre source fournit des renseignements sur les taux de fécondité au cours des 15 ou 20 dernières années. Les taux observés pour une série de cohortes réelles peuvent alors se cumuler pour être comparés aux parités moyennes déclarées par les femmes appartenant aux groupes d'âges successifs lors de l'année terminale. Ces utiles prolongements de la méthode de Brass sont exposés, avec exemples à l'appui, ci-dessous, après présentation de la technique initiale. Toutefois, on examine d'abord quelques considérations générales applicables à toutes les variantes présentées.

Les taux de fécondité déclarée servent à estimer la fécondité moyenne cumulée, ou équivalent de parité, F, qui serait celle des femmes de chaque groupe d'âge si celles-ci avaient pendant toute leur vie présenté de tels taux. Obtenir une valeur de F comparable à la parité moyenne P déclarée par les femmes de chaque groupe d'âge pose toutefois deux problèmes. Premièrement, les données sur la fécondité étant d'ordinaire présentées par groupe quinquennal d'âge, cumuler les taux de fécondité déclarée par âge et les multiplier par 5 donne des estimations de la parité ou de la fécondité cumulée que les femmes à qui s'appliquent ces taux auraient atteinte à la fin de chaque groupe quinquennal d'âge (c'est-à-dire aux âges exacts de 20 à 25, 30 ans, etc., quand on utilise les groupes quinquennaux traditionnels). Ces estimations ne sont pas comparables avec les parités moyennes calculées à partir de données sur les enfants nés vivants, car ces dernières correspondent à un ensemble de femmes dont les âges exacts diffèrent. Il faut donc estimer la fécondité moyenne cumulée, ou parité, dans chaque groupe d'âge, à partir des valeurs que prend la courbe de fécondité cumulée pour la dernière année de chaque groupe d'âge considéré. Deuxièmement, si la courbe de fécondité courante est tracée à partir d'une réponse sur les naissances au cours des 12 mois précédant l'enquête ou sur la date de la dernière naissance, les naissances sont généralement présentées par groupe d'âge de la mère au moment de l'enquête et non pas de la naissance. Si l'on suppose que les naissances au cours d'une année donnée se répartissent uniformément dans le temps, les femmes qui ont accouché au cours des 12 mois précédant l'enquête ont en moyenne vieilli de 6 mois depuis cet accouchement. Donc, les taux de fécondité par âge qu'on peut calculer à partir de données sur les enfants nés vivants au cours de l'année précédant l'enquête, classés par âge de la mère au moment de l'enquête, correspondent à des intervalles d'âge inhabituels (14,5, 19,5), (19,5, 24,5), . . ., (44,5, 49,5) et non aux intervalles habituels (15, 20), (20, 25), . . ., (45, 50). Si les renseignements sur la fécondité courante proviennent d'un registre d'état civil, ce deuxième problème ne devrait pas se poser, car on suppose que les naissances sont enregistrées sans tarder et que, donc, l'âge déclaré de la mère est probablement celui qu'elle avait à son accouchement. En revanche, si l'on se sert des naissances enregistrées, il faut exclure les enregistrements tardifs : sans quoi, ils risqueraient de fausser gravement la répartition de la fécondité par âge.

[3] *Ibid.*

On a élaboré un procédé d'interpolation fondé sur les courbes types de fécondité, pour estimer, à partir de la courbe de fécondité cumulée, les équivalents de parité (F) correspondant aux habituels groupes quinquennaux d'âge des femmes. On a aussi élaboré un procédé analogue qui tient compte du problème posé par les groupes d'âge décalés de 6 mois et fournit les estimations souhaitées de F. Ainsi, on dispose de deux variantes : l'une applicable aux taux de fécondité calculés à partir des registres d'état civil, c'est-à-dire des naissances classées selon l'âge de la mère lors de l'accouchement; l'autre, applicable aux taux de fécondité calculés à partir des naissances déclarées pour une période de 12 mois et classées selon l'âge de la mère à la fin de la période.

La méthode de Brass et ses variantes présentées ici conviennent particulièrement à l'estimation de la fécondité dans les pays où les erreurs systématiques sur les âges ne sont pas courantes. Leur application à des populations où les déclarations d'âge sont inexactes risque de donner des résultats entachés de distorsions. Les estimations de la fécondité obtenues en appliquant la méthode initiale à des populations où soit la fécondité matrimoniale, soit l'âge lors du mariage a beaucoup changé ces dernières années peuvent aussi être entachées de distorsions, car il n'est plus possible d'admettre que le schéma de fécondité passé que supposent les parités moyennes déclarées est conforme à celui que représente la courbe de fécondité courante. Pourtant, quand la fécondité décline, du fait surtout d'un efficace recours à la contraception à des âges relativement avancés, la méthode décrite ici peut encore fournir des résultats valables si le facteur de correction est choisi à partir de renseignements concernant les groupes d'âge les plus jeunes (20-24 ans de préférence).

2. Méthode du quotient P/F fondée sur des données concernant toutes les naissances

a) *Base et principe de la méthode*

La méthode initiale du quotient P/F, ou méthode de Brass, cherche à ajuster le niveau des taux observés de fécondité par âge, supposés représenter le schéma exact de cette fécondité, de façon qu'il corresponde au niveau de fécondité indiqué par les parités moyennes des femmes appartenant à des groupes âgés de moins de 30 ou 35 ans, réputées exactes. Les mesures des équivalents moyens F, comparables aux parités moyennes déclarées P, sont tirées des taux de fécondité pour la période, par cumul et interpolation (ces mesures sont effectivement des moyennes de la fécondité cumulée pour les groupes d'âge). Les quotients des parités moyennes P par les équivalents estimatifs F se calculent successivement par groupe d'âge; une moyenne des quotients obtenue pour les jeunes femmes sert de facteur de correction par lequel sont multipliés tous les taux de fécondité observés pour la période. On notera que ces quotients P/F se calculent généralement pour toute la série des groupes d'âge de 15 à 49 ans, bien que tous ces quotients ne servent pas de facteurs de correction. Cette pratique est recommandée car la répartition des quotients selon l'âge peut faire apparaître des erreurs sur les données ou certaines tendances de la fécondité. Pour bien appliquer cette méthode, on combine la répartition par âge des taux de fécondité pour la période avec le niveau que supposent les parités moyennes des jeunes femmes, de façon à en tirer un ensemble de taux de fécondité généralement plus fiables qu'aucun de ses éléments constitutifs.

b) *Données requises*

Ce sont :

a) Le nombre d'enfants nés vivants classés par groupe quinquennal d'âge de la mère;

b) Le nombre d'enfants nés vivants au cours de l'année précédant l'enquête ou le recensement classés par groupe quinquennal d'âge de la mère; ou le nombre de naissances enregistrées l'année du recensement également classées par groupe quinquennal d'âge de la mère;

c) Le nombre total de femmes dans chaque groupe quinquennal d'âge (quel que soit leur état matrimonial);

d) La population totale si l'on veut estimer le taux de natalité.

c) *Procédé de calcul*

Chaque fonction de la présente section est affectée d'un indice (variable i ou j) dont les valeurs représentent les groupes d'âge considérés. Le tableau 6 présente la relation existant entre cet indice et le groupe d'âge.

Tableau 6

Correspondance entre les indices et les groupes d'âge

Valeur de l'indice i ou j (1)	*Groupe d'âge (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

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul des parités moyennes déclarées. Appelons $P(i)$ la parité moyenne déclarée par les femmes du groupe d'âge i. Sa valeur s'obtient en divisant, par le nombre total de ces femmes (mariées ou célibataires, fécondes ou non) le nombre total de leurs enfants nés vivants. Voir toutefois l'exposé de la sous-section A.2 au sujet des femmes dont la parité n'est pas déclarée et l'emploi de la méthode de correction proposée par El-Badry (voir annexe II).

Opération 2 : calcul d'une courbe préliminaire de fécondité à partir soit des naissances de l'année précédente, soit des naissances enregistrées. Appelons $f(i)$ le taux de fécondité des femmes du groupe d'âge i. Sa valeur se calcule en divisant, par le nombre total de ces femmes (avec ou sans enfants, célibataires ou non célibataires), le nombre des naissances qui se sont produites dans ce groupe au cours de l'année précédant l'entretien. Pour les naissances enregistrées, on doit diviser les naissances déclarées pour une année civile dans le groupe d'âge par une estimation de la population féminine de ce groupe au

Tableau 7

COEFFICIENTS SERVANT À L'INTERPOLATION ENTRE TAUX DE FÉCONDITÉ CUMULÉE POUR ESTIMER LES ÉQUIVALENTS DE PARITÉ

Groupe d'âge (1)	*Indice i* (2)	*Equation n°* (3)	Coefficients *a(i)* (4)	*b(i)* (5)	*c(i)* (6)
a) *Taux de fécondité calculés à partir des naissances au cours d'une période de 12 mois, classées par âge de la mère à la fin de la période*					
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) *Taux de fécondité calculé à partir des naissances, classées par âge de la mère lors de l'accouchement*					
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] Le coefficient doit s'appliquer à $f(i-1)$ et non à $f(i+1)$, c'est-à-dire à $f(6)$ et non à $f(8)$.

milieu de l'année (estimation tirée d'ordinaire d'un recensement).

Opération 3 : calcul de la courbe de fécondité cumulée pour une période [$\phi(i)$]. Pour cela, on additionne les taux de fécondité calculée par la deuxième opération, en commençant par $f(1)$ [ou par $f(0)$ si sa valeur n'est pas nulle] et en finissant par $f(i)$. Multipliée par 5, cette somme donne une estimation de la fécondité cumulée jusqu'à la limite supérieure du groupe d'âge i. Le paramètre $\phi(i)$ se définit mathématiquement par

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

Opération 4 : estimation des équivalents de la parité moyenne pour une période. Ces équivalents $F(i)$ s'obtiennent par interpolation avec les taux de fécondité pour la période $f(i)$ et les valeurs de la fécondité cumulée $\phi(i)$ qu'on vient de calculer. Plusieurs procédés ont été proposés pour cette interpolation. Brass[4] utilise un polynôme simple pour calculer la relation entre la parité moyenne et la fécondité cumulée par groupes d'âge successifs pour tous les âges qu'embrasse son modèle. Coale et Trussell[5] proposent d'ajuster un polynôme du second degré à trois valeurs consécutives de $\phi(i)$ et d'estimer la parité moyenne des femmes d'un groupe d'âge inclus dans la tranche en évaluant l'intégrale du polynôme; il vient :

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

où a et b sont des constantes dont le tableau 7 donne les valeurs pour i = 1, 2, . . . , 6. $F(7)$ est donné par :

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

et les valeurs de a^* et b^* figurent aussi au tableau 7. Un procédé un peu plus exact se fonde sur le principe général sur lequel repose l'équation (B.2), en faisant varier avec i les termes a et b. L'équation d'interpolation s'écrit :

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

Les valeurs des termes a, b et c s'estiment en appliquant la régression par les moindres carrés pour ajuster l'équation (B.4) à un grand nombre de cas types établis à partir du modèle de Coale-Trussell[6]. On notera que l'équation (B.4) comprend une nouvelle constante $c(i)\phi(7)$. Ce terme n'est autre qu'un coefficient estimatif $c(i)$, pondéré par le taux de fécondité globale observée $\phi(7)$. En théorie, il ne

[4] *Ibid.*

[5] Ansley J. Coale et T. James Trussell, "Model fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human populations", *Population Index*, vol. 40, n° 2 (avril 1974), p. 185 à 258.

[6] *Ibid.*

convient pas d'inclure une constante dans l'équation (B.4) car, si $f(i)$ et $f(i+1)$ sont nuls, $F(i)$ sera égal à $\phi(i-1)$. En pratique toutefois, on ne rencontre pas de courbes de fécondité aussi bâtardes et on ne saurait, pour des considérations théoriques, renoncer à la souplesse propre à obtenir le meilleur ajustement possible aux données du modèle.

Le tableau 7 donne les valeurs des coefficients requis pour appliquer l'équation (B.4). Il se divise en deux parties : la première présente les coefficients applicables aux taux de fécondité tirés des naissances au cours des douze mois précédant l'enquête, classées par âge de la mère lors de l'enquête; la seconde présente les coefficients applicables aux taux de fécondité calculés à partir des naissances, classées par âge de la mère lors de l'accouchement.

Opération 5 : calcul d'une courbe de fécondité pour les habituels groupes quinquennaux d'âge. Si l'on calcule des taux de fécondité par âge pour les naissances qui se sont produites au cours d'une période de 12 mois, classées par âge de la mère à la fin de la période, ces taux se rapportent à des groupes d'âge inhabituels, décalés de 6 mois. On peut en tirer une courbe de fécondité pour les habituels groupes quinquennaux d'âge, qui sera $f^+(i)$, en pondérant ces taux par les équations (B.5 et B.6) et en utilisant les coefficients du tableau 8. On notera que, si les taux de

Tableau 8

COEFFICIENTS SERVANT À CALCULER LES FACTEURS DE PONDÉRATION APPLICABLES AUX TAUX DE FÉCONDITÉ POUR PASSER DES GROUPES D'ÂGE DÉCALÉS DE SIX MOIS AUX GROUPES HABITUELS

Groupe d'âge (1)	Indice i (2)	Coefficients $x(i)$ (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

fécondité ont été calculés à partir des naissances classées par âge de la mère lors de l'accouchement, cette opération n'est pas nécessaire :

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

où $f(i)$ et $f^+(i)$ désignent, respectivement, les taux de fécondité par âge corrigés et non corrigés. Le facteur de pondération w(i) se calcule par l'équation

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

Les valeurs de x(i), $y(i)$ et $z(i)$ s'obtiennent en ajustant l'equation (B.6), au moyen d'une régression par les moindres carrés, aux mêmes cas types qui ont servi à calculer les coefficients présentés au tableau 7. Le paramètre $i - 7$ n'exige pas de pondération, puisqu'on suppose que la procréation cesse après 50 ans; et on pose donc $f^+(7)$ égale $(1 - w(6))f(7)$. Les naissances déclarées par les femmes âgées de moins de 15 ans peuvent être comprises parmi celles déclarées par les femmes âgées de 15 à 19 ans.

Opération 6 : correction de la courbe de fécondité pour la période. Grâce aux grandeurs obtenues par les opérations 1 à 4, on peut calculer les quotients $P(i)/F(i)$. L'idéal serait que ces quotients soient assez analogues pour différentes valeurs de i, bien que, si les omissions quant au nombre des naissances vivantes augmentent avec l'âge des mères, les quotients tendront à décroître de même (surtout au-delà de 30 ou 35 ans). En pratique, toutefois, ces quotients sont loin d'être constants, même au-dessous de 35 ans; et on peut se déclarer satisfait si $P(2)/F(2)$ et $P(3)/F(3)$ concordent à peu près. Dans ce cas, on utilise l'un ou l'autre pour corriger les taux de fécondité pour la période. S'ils diffèrent on peut se servir soit de leur moyenne simple (non pondérée), soit de leur moyenne pondérée (par la proportion, dans les groupes d'âge de 20 à 24 et de 25 à 29 ans, de toutes les femmes âgées de 20 à 29 ans). Toutefois, si la population montre des signes d'un déclin de la fécondité, surtout chez les femmes âgées, il est recommandé de prendre le quotient $P(2)/F(2)$ pour facteur de correction, car ce déclin est moins susceptible de l'affecter. En général le quotient $P(1)/F(1)$ est à écarter à cause de la difficulté intrinsèque d'estimer $F(1)$; et les quotients P/F pour les groupes d'âge au-delà de 30 ans ne sauraient être tenus pour fiables du fait d'une possible omission d'enfants nés vivants. Naturellement, on pourra d'autant plus avoir confiance dans le facteur de correction choisi que l'ensemble des quotients obtenus sera concordant. Certains schémas de variation des quotients avec l'âge peuvent aussi révéler les types de problèmes qui se posent. Par exemple, un déclin récent de la fécondité tend à donner une succession de quotients P/F qui croît avec l'âge.

Le facteur de correction (qu'on peut appeler K) étant choisi, on établit une courbe de fécondité corrigée en multipliant par ce facteur soit les taux de fécondité pour les groupes d'âge habituels $f(i)$ si les taux correspondaient initialement à ces groupes, soit $f^+(i)$ si les taux correspondaient initialement à des groupes décalés de 6 mois, pour obtenir les valeurs corrigées de $f^*(i)$:

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

Une fois toutes ces valeurs obtenues, on peut calculer la fécondité globale TF, définie par l'équation

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

Une estimation du taux de natalité corrigé peut s'obtenir en multipliant chacun des taux de fécondité corrigés par le nombre de femmes appartenant au groupe d'âge considéré pour estimer ainsi le nombre des naissances, puis en additionnant ces résultats pour tous les âges et en divisant la somme par la population totale.

L'exemple suivant montre le calcul de ce paramètre ainsi que des autres.

d) *Exemple détaillé*

Le tableau 9 présente les données sur les enfants nés vivants, avec les naissances au cours de l'année précédant l'enquête, pour les femmes interrogées lors d'une enquête démographique qui a eu lieu au Bangladesh en 1974.

Tableau 9

ENFANTS NÉS VIVANTS, DONT NAISSANCES AU COURS DE L'ANNÉE PRÉCÉDENTE, PAR GROUPE D'ÂGE DE LA MÈRE, BANGLADESH, 1974

Groupe d'âge (1)	*Nombre de femmes (2)*	*Enfants nés vivants (3)*	*Naissances au cours de l'année précédente (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

Les calculs sont les suivants :

Opération 1 : calcul des parités moyennes déclarées. Les valeurs des parités moyennes déclarées $P(i)$ s'obtiennent en divisant les nombres figurant à la colonne (3) [enfants nés vivants] du tableau 9 par ceux de la colonne (2) [nombre de femmes]. Les résultats sont donnés au tableau 10 : voici comment obtenir $P(3)$ [on se souvient que l'indice (3) se rapporte au groupe d'âge 25-29] :

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

Pour le Bangladesh, on disposait de données suffisantes pour appliquer la correction d'El-Badry en cas de non-réponse. Le niveau estimatif de ces non-réponses était toutefois si faible qu'on pouvait le négliger. Les nombres de femmes indiqués à la colonne (2) du tableau 9 comprennent donc leur totalité, même celles qui n'ont pas déclaré leur parité.

Tableau 10

PARITÉS MOYENNES, TAUX DE FÉCONDITÉ PAR PÉRIODE ET FÉCONDITÉ CUMULÉE, PAR GROUPE D'ÂGE DE LA MÈRE, BANGLADESH, 1974

Groupe d'âge (1)	*Indice (i) (2)*	*Parité moyenne par femme P(i) (3)*	*Taux de fécondité par période f(i) (4)*	*Fécondité cumulée 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

Opération 2 : calcul de la courbe préliminaire de fécondité. Les valeurs que prend cette courbe, $f(i)$, se calculent en divisant les chiffres de la colonne (4) [naissances au cours de l'année précédente] du tableau 9 par ceux de la colonne (2) [nombre de femmes]. Pour $f(3)$, par exemple, il vient :

$$f(3) = (561\,494/2\,607\,009) = 0.2154.$$

Le tableau 10 donne les autres valeurs de $f(i)$.

Opération 3 : calcul de la courbe de fécondité cumulée. Les valeurs de cette courbe, $\phi(i)$, s'obtiennent en additionnant les valeurs de $f(j)$, de $j = 1$ à $j = i$, puis en multipliant la somme par 5 (du fait qu'on utilise des groupes quinquennaux d'âge). La colonne (5) du tableau 10 montre les résultats. Par exemple, $\phi(4)$ vaut :

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

Opération 4 : estimation des équivalents de parité moyenne pour la période. Les taux de fécondité pour la période ont été calculés à partir des naissances au cours des 12 mois précédant l'enquête, classées par âge de la mère au moment de l'enquête; donc, il convient d'utiliser les coefficients de la partie *a* du tableau 7 pour estimer les équivalents actuels de la parité moyenne $F(i)$. Voici par exemple le calcul de $F(1)$, $F(4)$ et $F(7)$ à partir des valeurs de $\phi(i)$ et $f(i)$ que donne le tableau 10 [la colonne (4) du tableau 11 donne les résultats complets] :

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

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

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

Tableau 11

PARITÉS MOYENNES, ÉQUIVALENTS ESTIMATIFS ET QUOTIENTS *P/F*, BANGLADESH, 1974

Groupe d'âge (1)	*Indice i (2)*	*Parité moyenne par femme P(i) (2)*	*Estimation de l'équivalent de parité F(i) (4)*	*Quotient 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

Opération 5 : calcul d'une courbe de fécondité pour les groupes quinquennaux d'âge habituels. Dans l'exemple considéré, les naissances au cours de l'année précédente ont été classées selon l'âge de la mère au moment de l'enquête : les taux déclarés pour la période $f(i)$ doivent donc être convertis en une courbe de fécondité $f^+(i)$ cor-

respondant aux habituels groupes quinquennaux d'âge. La conversion s'opère au moyen des équations (B.5) et (B.6). Voici un exemple détaillé du calcul de $f^+(1)$, $f^+(4)$ et $f^+(7)$; le tableau 12 donne les autres valeurs de f^+. Les totaux des colonnes (3) et (4) du tableau 12, intitulées respectivement $f(i)$ et $f^+(i)$, ne coïncident pas exactement, car les chiffres sont arrondis :

$$(i=1)\quad w(1)=x(1)+y(1)f(1)/\phi(7)+z(1)f(2)/\phi(7)$$
$$=0.031+(2.287)(0.1063)/(4.8285)+$$
$$(0.114)(0.2296)/(4.8285)$$
$$=0.087$$
$$f^+(1)=(1.0)(0.1063)+(0.087)(0.2296)$$
$$=0.1263$$
$$(i=4)\quad w(4)=x(4)+y(4)f(4)/\phi(7)+z(4)f(5)/\phi(7)$$
$$=0.120+(1.139)(0.1825)/(4.8285)+$$
$$(-1.531)(0.1339)/(4.8285)$$
$$=0.121$$
$$f^+(4)=(1-w(3))f(4)+w(4)f(5)$$
$$=(0.889)(0.1825)+(0.121)(0.1339)$$
$$=0.1784$$
$$(i=7)\quad f^+(7)=(1-w(6))f(7)=(0.834)(0.0336)$$
$$=0.0280.$$

Opération 6 : correction de la courbe de fécondité pour la période. Pour choisir le facteur de correction K applicable aux taux de fécondité obtenus par conversion lors de l'opération précédente, il faut d'abord calculer les quotients P/F. Ils sont donnés à la colonne (5) du tableau 11.

Tandis que les quotients P/F montrent un déclin marqué à partir de 35 ans, probablement parce que, dans le cas considéré, les femmes de ces âges ont omis de déclarer des enfants nés vivants, les quotients correspondants pour les groupes d'âge déterminants (20 à 34 ans) concordent bien. Le facteur de correction doit donc se calculer en faisant la moyenne des trois quotients pour les femmes appartenant à ces groupes :

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

Si les quotients n'avaient pas si bien concordé, il aurait fallu calculer K en prenant la moyenne de $P(2)/F(2)$ et $P(3)/F(3)$, pondérée par le nombre des femmes dans chaque groupe d'âge rapporté à leur nombre dans les deux groupes réunis. Par exemple :

$$K^*=(1.528)(2\,653\,155)/(2\,653\,155+2\,607\,009)$$
$$+(1.491)(2\,607\,009)/(2\,653\,155+2\,607\,009)$$
$$=1.510.$$

Les taux de fécondité corrigés par âge, pour les habituels groupes d'âge $f^*(i)$, s'obtiennent en multipliant par ce facteur K les valeurs de $f^+(i)$. La colonne (5) du tableau 12 donne les valeurs obtenues pour $f^*(i)$.

La fécondité totale TF s'obtient en multipliant par 5 la somme de ces taux $f^*(i)$:

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

Un taux de natalité corrigé peut s'obtenir en calculant le nombre des naissances qui se produiraient dans la population considérée si celle-ci présentait les taux de fécondité corrigés et en divisant le nombre total des naissances par la population totale. La colonne (6) du tableau 12 donne le nombre des naissances par âge. Le nombre total des naissances en est la somme; étant donné que le Bangladesh compte 71 315 944 habitants, la valeur corrigée de b est donnée par

$$b=3\,389\,259/71\,315\,944$$
$$=0.0475.$$

Tableau 12

TAUX DE FÉCONDITÉ DÉCLARÉE POUR LA PÉRIODE, TAUX DE FÉCONDITÉ POUR LES GROUPES D'ÂGE HABITUELS, TAUX DE FÉCONDITÉ CORRIGÉS ET NOMBRE ESTIMÉ DES NAISSANCES, BANGLADESH, 1974

Groupe d'âge (1)	*Indice i* (2)	*Taux de fécondité déclarée f(i)* (3)	*Taux de fécondité pour les groupes d'âge habituels f(i)* (4)	*Taux de fécondité corrigés f*(i)=Kf⁺(i)* (5)	*Nombre estimé des naissances b(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
Fécondité totale		4.83	4.83	7.24	

Enfin, le taux de fécondité général peut se calculer en divisant le nombre total des naissances par le nombre des femmes considérées (femmes âgées de 15 à 49 ans) :

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

3. Comparaison de la fécondité selon les premières naissances et de la proportion déclarée des mères

a) *Base et principe de la méthode*

La concordance des renseignements sur la fécondité du moment et la fécondité rétrospective se vérifie aussi au moyen de données ne concernant que les premières naissances. De même que les taux de fécondité cumulée basés sur l'ensemble des naissances fournissent une mesure étroitement associée à la parité, les taux correspondants pour les premières naissances peuvent être considérés comme une mesure de la probabilité qu'une femme ait eu au moins un enfant lorsqu'elle atteint la limite d'âge supérieure utilisée dans le cumul. La concordance des renseignements sur la fécondité récente et au cours de toute une existence peut se vérifier en comparant les taux pour les premières naissances cumulés et interpolés pour une période récente avec la proportion déclarée des femmes dans chaque groupe d'âge qui ont eu au moins un enfant. En supposant que toute divergence entre ces deux proportions soit due à des erreurs dans les déclarations, et non à une variation de la fécondité, on peut obtenir un facteur de correction et calculer une courbe de fécondité corrigée pour les premières naissances. Cette méthode de correction n'est en fait qu'un cas particulier de celle précédemment décrite (section B.2).

Mathématiquement, les deux méthodes sont très semblables, de même que les hypothèses sur lesquelles elles reposent. Par exemple, toutes deux supposent que le genre de fécondité mesurée (premier enfant ou ensemble des enfants) est resté constant au cours d'un passé récent et que les erreurs qui entachent la fécondité du moment proviennent d'une fausse idée de la période de référence. Toutefois, la méthode des premières naissances est moins susceptible de subir les effets des variations de la fécondité matrimoniale. En fait, si un déclin de la fécondité se produit par le recours à la contraception, soit pour limiter la taille de la famille soit pour espacer davantage les naissances, l'application de cette méthode n'en souffre pas. Même si toute procréation cesse après, la comparaison fondée sur les premières naissances reste valable. En revanche, tout changement dans le calendrier des premières naissances déforme les résultats de la méthode. Son emploi n'est donc pas recommandé si des signes montrent qu'évolue rapidement soit l'âge du mariage, soit l'intervalle entre le mariage et le début de la procréation.

Autre avantage de la méthode, elle se fonde sur des données probablement plus exactes. Par exemple, l'indication rétrospective qu'elle utilise est la proportion des femmes qui ont eu au moins un enfant. Cette proportion n'est déformée que par les femmes de parité égale ou supérieure à un qui se déclarent sans enfant, ou par celles de parité nulle qui se déclarent de parité égale ou supérieure à un. Elle n'est pas affectée par le nombre effectif des enfants déclarés par ces femmes et doit donc être plus fiable que les renseignements équivalents fournis par la méthode fondée sur l'ensemble des naissances (parité moyenne déclarée). En particulier, elle ne subit pas la tendance typique des femmes âgées à omettre certains des enfants qu'elles ont eus.

Malheureusement, la méthode ne résout pas le problème principal : elle ne fournit pas de facteur de correction pour toutes les naissances. Logiquement, un facteur de correction calculé pour les données relatives aux premières naissances ne s'applique qu'à celles-ci. Pour estimer un facteur de correction applicable à toutes les naissances à partir de données sur les premières naissances, on a besoin d'hypothèses supplémentaires au sujet de la relation entre les erreurs affectant respectivement la déclaration des premières naissances et celle des suivantes. Bien qu'on puisse être fondé à supposer que l'erreur sur la période de référence ne dépend guère du rang des naissances, les autres erreurs peuvent en dépendre; et les taux de fécondité portant sur les premières naissances peuvent se trouver indûment gonflés si trop de femmes déclarent n'avoir eu qu'un enfant. A cet égard, il importe de signaler que cette méthode utilise deux sortes d'indications (la proportion des mères et les premières naissances au cours d'une année) qui ne sont pas strictement indépendantes quant aux renseignements réunis pour les obtenir. Ainsi, une naissance qui se produit au cours de l'année considérée n'est inscrite comme première que si la femme qui la déclare se dit aussi de parité égale à un. Ainsi, classer ces données exige une réponse tant à la question sur les enfants nés vivants qu'à celle sur les naissances au cours de l'année précédente. Donc, à la différence de la méthode fondée sur l'ensemble des naissances, les erreurs entachant la déclaration des enfants nés vivants peuvent influer sur les taux estimatifs de fécondité relatifs aux premières naissances, rendant ainsi moins satisfaisante la comparaison des proportions observées des mères avec les proportions indiquées par ces taux.

En dépit de ces déficiences, cette méthode est recommandée chaque fois qu'on dispose des données requises, car elle fournit d'utiles indications sur la qualité d'ensemble des données disponibles. Par exemple, étant donné que, dans la plupart des populations, plus de 90 p. 100 des femmes deviennent finalement mères, il faut suspecter les taux de fécondité rapportés aux premières naissances qui indiquent une moindre proportion. De plus, le nombre des mères ne pouvant de toute évidence dépasser celui des femmes, on doit rejeter les facteurs de correction qui donnent pour les mères une proportion supérieure à un.

Enfin, les quotients P/F calculés au moyen de données sur l'ensemble des naissances sont très souvent moindres que ceux estimés par rapport aux premières naissances. La différence peut s'expliquer par une tendance à déclarer plus exactement les premières naissances que celles qui ont suivi, ou par la tendance des femmes dont le premier enfant est décédé à déclarer la naissance suivante comme la première. Pourtant, quelle qu'en soit la cause, chaque fois que le niveau de complétude des taux relatifs aux premières naissances dépasse celui de l'ensemble des naissances, il est bon de supposer qu'il indique la limite supérieure de complétude de ce dernier. En d'autres

termes, le facteur de correction tiré de données sur les premières naissances peut, chaque fois que les quotients P_1/F_1 sont en moyenne inférieurs aux quotients correspondants pour l'ensemble des naissances, être tenu pour la limite inférieure du facteur requis pour celles-ci.

b) *Données requises*

Ce sont:

a) Le nombre des premières naissances qui se produisent au cours d'une année déterminée, obtenu par enquête ou par registres, classées par groupe quinquennal d'âge de la mère;

b) Le nombre total de femmes en âge de procréer (normalement entre 10 ou 15 et 50 ans) classées par groupe quinquennal d'âge;

c) Le nombre de femmes dans chaque groupe d'âge à qui un enfant au moins est né au cours de leur vie;

d) Le taux de natalité déclarée ou renseignements suffisants pour le calculer (c'est-à-dire nombre total des naissances au cours d'une année donnée et population totale cette année-là).

c) *Procédé de calcul*

Comme on l'a déjà dit, le mode de calcul est exactement le même que celui suivi pour estimer un facteur de correction pour l'ensemble des naissances (voir sous-section B.2, *c*, sauf que les données ne se rapportent qu'aux premières naissances. Pour être complet, on en rappelle ci-après les sept opérations.

Opération 1 : calcul de la proportion déclarée des mères dans chaque groupe d'âge. Comme dans la méthode concernant l'ensemble des enfants, l'indice $i = 1$ se rapporte au groupe d'âge de 15 à 19, $i = 2$ au groupe d'âge de 20 à 24, et ainsi de suite (tableau 6). La proportion des mères dans chaque groupe $P_1(i)$ se calcule en divisant le nombre des femmes qui ont déclaré avoir eu au moins un enfant par le nombre total des femmes de ce groupe. On notera qu'en pareil cas $P_1(i)$ représente la proportion des femmes dans chaque groupe d'âge qui ont eu au moins un enfant et équivaut à la parité moyenne dans la méthode qui fait intervenir toutes les naissances. Pour tenir compte des femmes dont la parité n'est pas déclarée dans le calcul de la proportion des mères dans chaque groupe d'âge, voir la sous-section A.2 et l'annexe II concernant la correction d'El-Badry.

Opération 2 : calcul de la courbe de fécondité rapportée aux premières naissances pour la période. On calcule cette courbe $f_1(i)$ en divisant le nombre des premières naissances qui se produisent au cours d'une année donnée dans le groupe d'âge i par le nombre total des femmes de ce groupe.

Opération 3 : calcul de la courbe de fécondité rapportée aux premières naissances cumulées pour la période. Cette courbe, appelée $\phi_1(i)$, est le quintuple de la somme des valeurs de $f(j)$ comptée à partir du groupe d'âge le plus jeune jusqu'au groupe d'âge i, soit :

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

Opération 4 : estimation des proportions équivalentes de femmes qui ont eu au moins un enfant à partir des renseignements relatifs à la période considérée. Ces proportions, appelées $F_1(i)$, s'estiment par interpolation à l'intérieur de la courbe de fécondité cumulée $\phi_1(i)$. La méthode d'interpolation est la même que celle décrite à la section B.2, *c*, pour la méthode faisant intervenir l'ensemble des naissances, sauf qu'au lieu des taux de fécondité relatifs à celles-ci, on fait intervenir les taux relatifs aux premières naissances. L'équation est de la forme générale :

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

Les constantes $a(i)$, $b(i)$ et $c(i)$ sont données au tableau 7. On utilisera les valeurs données à la partie *a* si les naissances au cours d'une période de 12 mois ont été classées par âge de la mère à la fin de la période, selon la pratique normale des recensements ou enquêtes; et les valeurs données à la partie *b* si elles l'ont été selon l'âge de la mère à la date de la naissance, selon la pratique habituelle des registres d'état civil.

Opération 5 : calcul d'une courbe de fécondité rapportée aux premières naissances pour les habituels groupes quinquennaux d'âge. Quand les naissances au cours d'une année ont été classées selon l'âge de la mère à la fin de l'année, les taux de fécondité déclarée rapportée aux premières naissances, calculés par l'opération 2, se rapportent à des groupes d'âge plus jeunes d'environ 6 mois que les groupes habituels. Une courbe des premières naissances pour les groupes d'âge habituels $f_1^+(i)$ peut s'obtenir en appliquant les équations (B.5) et (B.6) et les constantes du tableau 8 à la courbe déclarée. Normalement, il n'est pas nécessaire de le faire, car les taux de fécondité rapportée aux premières naissances servent surtout au contrôle de concordance décrit plus loin.

Opération 6 : choix d'un facteur de correction pour la fécondité lors de la période. Ces facteurs s'obtiennent en calculant les quotients $P_1(i)/F_1(i)$. D'ordinaire, on écarte le quotient $P_1(1)/F_1(1)$ car le nombre des naissances dans le groupe d'âge de 15 à 19 ans est faible, et le procédé d'interpolation n'est pas assez souple pour reproduire rapidement les accroissements des taux avec l'âge des jeunes femmes. Si se vérifient les hypothèses d'une constante fécondité rapportée aux premières naissances par le passé et de déclarations relativement exactes, toutes les valeurs de P_1/F_1 après la première de ces valeurs seront très proches. De plus, étant donné que la proportion des femmes qui ont eu au moins un enfant ne devrait pas décliner avec l'âge, rien ne porte à préférer les valeurs de P_1/F_1 concernant des femmes jeunes. Il est donc recommandé de calculer le facteur K_1 en prenant la moyenne d'un groupe d'âge dont les quotients demeurent à peu près constants, si ce groupe existe. Ce facteur peut alors être multiplié par le paramètre observé $\phi_1(7)$, pour donner la proportion corrigée des femmes qui, selon les taux du moment, deviendront mères.

Opération 7 : correction des paramètres de fécondité relatifs à l'ensemble des naissances. En multipliant par K_1 les taux de natalité et les taux de fécondité générale tirés

des naissances déclarées et de la fécondité globale, on obtient ce qu'on peut interpréter comme les limites inférieures de leurs valeurs réelles si les premières naissances paraissent faire l'objet de déclarations plus complètes que l'ensemble (c'est-à-dire si les quotients P_1/F_1 sont inférieurs aux quotients P/F).

Strictement parlant, le taux de natalité et le taux de fécondité générale doivent se calculer en corrigeant d'abord les taux de fécondité par âge fondés sur l'ensemble des naissances, puis en calculant le nombre correspondant de naissances en multipliant par le nombre de femmes dans chaque groupe d'âge, en additionnant les résultats et en divisant alors par le dénominateur approprié (population totale au milieu de l'année si l'on calcule un taux de natalité, ou population féminine âgée de 15 à 49 ans si on calcule un taux de fécondité générale), bien qu'en pratique le procédé n'ajoute qu'une faible précision. Une courbe corrigée de fécondité rapportée aux premières naissances $f_1^*(i)$ s'obtient, si nécessaire, en multipliant $f_1^*(i)$ (ou $f_1(i)$ si on utilise des données provenant d'un système d'enregistrement) par K_1.

d) *Exemple détaillé*

Le tableau 13 présente les données obtenues au cours d'une enquête démographique conduite au Bangladesh en 1974. Les données de la même enquête ont servi pour l'exemple d'application de la méthode utilisant l'ensemble des naissances à la sous-section B.2, *d*.

Tableau 13

NOMBRE DE FEMMES, NOMBRE DE MÈRES ET NOMBRE DE PREMIÈRES NAISSANCES AU COURS DES DOUZE MOIS PRÉCÉDANT L'ENQUÊTE, PAR GROUPE D'ÂGE, BANGLADESH, 1974

Groupe d'âge (1)	*Nombre de femmes (2)*	*Nombre de femmes déclarant au moins un enfant (3)*	*Premières naissances au cours des 12 mois précédant l'enquête (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

Les calculs sont les suivants :

Opération 1 : calcul de la proportion déclarée des mères. La colonne (3) du tableau 14 donne les valeurs de cette proportion $P_1(i)$, obtenues en divisant les nombres de la colonne (3) [femmes ayant eu au moins un enfant] du tableau 13 par ceux de la colonne (2) [nombre total de femmes]. Il vient, par exemple :

$$P_1(2) = 2\,092\,845/2\,653\,155 = 0.789.$$

Opération 2 : calcul de la courbe de fécondité (premières naissances) pour la période. La courbe de fécondité selon les premières naissances pour la période, $f_1(i)$, se calcule en divisant le nombre de ces naissances en cours d'année [colonne (4) du tableau 13] par le nombre total de femmes dans chaque groupe d'âge [colonne (2) du même tableau]. Ainsi :

$$f_1(3) = 37\,050/2\,607\,009 = 0.0142.$$

Tableau 14

PROPORTION DES MÈRES, TAUX ET COURBE CUMULÉE DE FÉCONDITÉ POUR LES PREMIÈRES NAISSANCES, PAR GROUPE D'ÂGE, BANGLADESH, 1974

Groupe d'âge (1)	*Indice i (2)*	*Proportion des mères $P_1(i)$ (3)*	*Taux de fécondité observé pour les premières naissances $f_1(i)$ (4)*	*Courbe de fécondité cumulée pour les premières naissances $\phi_1(i)$ (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

La colonne (4) du tableau 14 donne la série complète des valeurs de $f_1(i)$.

Opération 3 : calcul de la courbe de fécondité cumulée (premières naissances) pour la période. Cette courbe, appelée $\phi_1(i)$, se calcule en additionnant les taux observés pour les premières naissances [colonne (4) du tableau 14] et en multipliant le résultat par 5 (étant donné que chaque taux s'applique à un groupe quinquennal d'âge). Ainsi, pour $\phi_1(2)$ et $\phi_1(4)$, il vient :

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

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

Certes, $\phi_1(4)$, par exemple, peut aussi se calculer par :

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

Toutes les valeurs de $\phi_1(i)$ figurent à la colonne (5) du tableau 14.

Opération 4 : estimation, à partir des renseignements du moment, des proportions équivalentes des mères. Etant donné que les données utilisées ici proviennent d'une enquête par sondage et que les femmes enregistrées alors étaient en moyenne de 6 mois plus âgées que lors de leur premier accouchement, les constantes de la partie *a* du tableau 7 sont portées dans l'équation (B.10) pour calculer la proportion des mères $F_1(i)$. Il vient pour $F_1(1)$, $F_1(3)$ et $F_1(7)$:

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

$$F_1(4) = \phi_1(3) + a(4)f_1(4) + b(4)f_1(5) + c(4)\phi_1(7)$$

$$= 0.7320 + (3.442)(0.0031) + (-0.563)(0.0012) +$$

$$(0.0029)(0.7545)$$

$$= 0.7442$$

$$F_1(7) = \phi_1(6) + a(7)f_1(7) + b(7)f_1(6) + c(7)\phi_1(7)$$

$$= 0.7535 + (3.828)(0.0002) + (0.016)(0.0) +$$

$$(-0.0002)(0.7545)$$

$$= 0.7541.$$

On notera que $\phi_1(0)$ est supposé nul parce qu'on ne dispose d'aucune donnée pour les femmes de moins de 15 ans. Dans le cas contraire, on devrait en calculer la valeur. Les valeurs de $F_1(i)$ figurent à la colonne (4) du tableau 15.

Tableau 15

PROPORTIONS DÉCLARÉES ET PROPORTIONS ÉQUIVALENTES DES MÈRES, PAR GROUPE D'ÂGE ET QUOTIENTS P_1/F_1, BANGLADESH, 1974

Groupe d'âge (1)	*Indice i* (2)	*Proportion déclarée des mères* P_1 (3)	*Proportion équivalente des mères* F_1 (4)	*Quotient* 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

Opération 5 : calcul de la courbe de fécondité (premières naissances) pour les groupes d'âges habituels. On peut reprendre ici l'opération 5 de l'exemple portant sur l'ensemble des naissances (sous-section B.2, *d*) pour convertir la courbe de fécondité (premières naissances déclarées) dans les groupes d'âge décalés de 6 mois en une courbe pour les groupes d'âge habituels $f_1^{\dagger}(i)$. Toutefois, la courbe n'ayant pas de valeur intrinsèque, cette conversion ne se justifie pas. On omet donc l'opération.

Opération 6 : choix d'un facteur de correction. On calcule le quotient donnant le rapport entre la proportion rétrospective des mères P_1 et cette proportion pour la période F_1, pour chaque groupe d'âge, en divisant les valeurs de P_1 [colonne (3) du tableau 15] par celles de F_1 [colonne (4)]. Sauf pour les deux premiers groupes d'âge, les quotients ne varient guère; la moyenne des cinq restants s'établit à 1,285. On notera que deux observations générales déjà faites à propos des résultats de la méthode des premières naissances se vérifient : premièrement, les quotients restent assez constants, tandis que l'âge augmente; deuxièmement, ils sont en général moindres que les quotients correspondant pour l'ensemble des naissances. En prenant le quotient moyen qu'on vient de calculer comme facteur K_1 pour les taux de fécondité selon les premières naissances et en l'appliquant à $\phi_1(7)$, on obtient une estimation de la proportion des femmes qui deviendront mères, soit 1,285/0,7545 = 0,970. Cette proportion ne pouvant théoriquement dépasser l'unité et lui étant en pratique un peu inférieure à cause de la stérilité, la proportion corrigée est aussi forte qu'on peut s'y attendre : le facteur de correction de 1,285 ne saurait donc être plus élevé.

Opération 7 : correction des paramètres de fécondité pour l'ensemble des naissances. Comme on l'a déjà dit, si les premières naissances paraissent mieux déclarées que les autres, K_1 peut aussi servir de facteur de correction minimum pour les paramètres tirés des données sur l'ensemble des naissances. Les valeurs suivantes peuvent donc être tenues pour limites inférieures des valeurs vraies :

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

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

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

Dans le cas du Bangladesh, ces valeurs sont toutes inférieures à celles obtenues à la sous-section B.2, *d*, car le facteur utilisé est bien moindre. On notera la différence très marquée avec le facteur pour l'ensemble des naissances. Etant donné que rien n'indique un déclin de la fécondité qui gonflerait artificiellement les quotients *P/F* pour l'ensemble des naissances, il conviendrait, pour corriger la fécondité globale, d'utiliser le facteur correspondant à l'ensemble des naissances, parce qu'il est plus élevé que l'autre. Il n'est pas possible d'établir avec certitude quels rouages ou mécanismes provoquent cette forte différence, mais il est probable qu'elle tient au fait, déjà signalé, que les taux de fécondité selon les premières naissances ne sont pas entièrement indépendants des données sur les enfants nés vivants. L'interdépendance entre les erreurs entachant respectivement les déclarations relatives à ces enfants et aux naissances au cours de l'année précédente pourrait bien, comme dans le cas considéré, faire paraître les taux de fécondité selon les premières naissances plus complets que ceux qui se rapportent à l'ensemble des naissances.

Donc, dans le cas du Bangladesh, on préférera les quotients *P/F* basés sur l'ensemble des naissances pour corriger les taux de fécondité globale, sous réserve de ne pas appliquer ce facteur aux taux de fécondité par rang de naissance. La méthode des premières naissances a permis d'établir que les données n'ont pas autant de concordance interne que l'on voudrait et que le facteur de correction tiré de l'ensemble des naissances est acceptable, du fait qu'il n'est pas manifestement incompatible avec la réalité.

4. COMPARAISON DES TAUX DE FÉCONDITÉ POUR LA PÉRIODE AVEC LES PARITÉS MOYENNES D'UNE COHORTE HYPOTHÉTIQUE

a) *Base et principe de la méthode*

On a déjà souligné qu'estimer un facteur de correction pour la fécondité par période, par comparaison des taux

cumulés pour la période avec les parités moyennes au cours de l'existence ne vaut que si la fécondité est restée à peu près constante pendant les quelque 15 ans précédant la collecte des données. Si elle a changé, les taux de fécondité cumulée par période ne sauraient égaler la fécondité pour toute la vie; et un facteur de correction calculé par leur comparaison non seulement sera entaché des erreurs éventuelles sur les données, mais subira encore les effets du changement. Donc, son usage à titre correctif tendra à masquer les effets de ces changements.

Une façon d'éviter ce problème consiste à calculer des parités moyennes qui se rapportent à la fécondité effective au cours d'une période et à les comparer avec les taux moyens de fécondité cumulée mesurés au cours de la même période. Les parités appropriées, se rapportant à une période particulière et non à l'ensemble de l'existence, peuvent se calculer si deux enquêtes successives ont fourni des données sur les enfants nés vivants, classés par âge de la mère. En pareil cas, on peut calculer, à partir des accroissements de la parité entre deux enquêtes portant sur des cohortes réelles, les parités moyennes qui seraient celles d'une cohorte hypothétique présentant cette fécondité intercensitaire.

Avec un intervalle de 5 ou 10 ans entre les enquêtes, les survivantes d'une cohorte féminine ayant fait l'objet de la première peuvent être reconnues lors de la seconde, et on peut calculer la variation de parité moyenne de la cohorte. La série des accroissements de parité pour différentes cohortes entre les deux enquêtes peut alors s'additionner pour calculer les parités moyennes d'une cohorte hypothétique qui connaîtrait la fécondité correspondant à ces augmentations. D'autres applications des parités moyennes pour des cohortes hypothétiques sont exposées à la section C. On notera qu'en calculant cette mesure de la fécondité intercensitaire, on suppose que ni la mortalité ni la migration n'ont d'effet sur sa répartition effective; c'est-à-dire que la parité moyenne des femmes qui décèdent ou migrent entre les enquêtes ne diffère pas sensiblement de celle des femmes d'âge comparable qui sont vivantes et présentes à la fin de la période.

Les taux de fécondité par période dont on tire les équivalents de parité pour les comparer avec les parités intercensitaires devraient, dans le meilleur des cas, se rapporter à toute la période intercensitaire. On peut obtenir des taux acceptables si l'on dispose des naissances enregistrées, classées par âge de la mère, pour chaque année civile de la période. Dans ce cas, toutes les naissances enregistrées au cours de la période dans chaque groupe d'âge peuvent se calculer par addition au long des années civiles; et on peut obtenir les taux moyens de fécondité intercensitaire en divisant les naissances par le nombre des années-femme vécues dans chaque groupe d'âge, estimé à partir de la population féminine dénombrée au début et à la fin de la période. Procédé plus simple et généralement adéquat, on ne calcule les taux de fécondité par âge que pour la première et la dernière année de la période, dont la moyenne arithmétique donne approximativement les taux intercensitaires moyens. Si on n'a pas d'enregistrement des naissances et que les deux enquêtes réunissent des données sur les naissances au cours de l'année précédente, on obtiendra des taux de fécondité par âge pour la période en faisant la moyenne des taux observés au début et à la fin. Quand les naissances au cours des 12 mois précédant chaque enquête sont classées par âge de la mère au moment de l'enquête, les taux de fécondité observés correspondront à des groupes d'âge décalés de 6 mois, ce dont l'analyse devra tenir compte. Il importe, certes, que la série des taux de fécondité dont on fera la moyenne concorde au préalable avec la classification par âge; sinon, parce que l'une se rapporte à des groupes d'âge décalés de 6 mois et l'autre non, la première doit être corrigée d'abord. Si l'on ne connaît pas les taux de fécondité par âge au début et à la fin de la période, on peut utiliser une série de taux se rapportant approximativement à son milieu. Il faut se souvenir que, pour appliquer la méthode de Brass, seul importe le schéma des taux de fécondité par âge entre les deux enquêtes, de sorte que, si ce schéma reste plus ou moins constant, les dates exactes n'importent pas.

Les parités et taux de fécondité intercensitaires étant calculés, le cumul et l'interpolation de ces dernières et leur comparaison avec leurs parités moyennes s'opèrent comme il est dit plus haut à la sous-section B.2, *c*.

b) *Données requises*

Ce sont :

a) Le nombre d'enfants nés vivants classés par groupe quinquennal d'âge de la mère, d'après deux enquêtes ou recensements distants de 5 ou 10 ans;

b) Le nombre de naissances au cours de l'année précédant chaque enquête, classées par groupe quinquennal d'âge de la mère, ou naissances enregistrées par même groupe d'âge pour chaque année intercensitaire (dans ce dernier cas, il faut aussi connaître la population dénombrée par les recensements au début et à la fin de la période);

c) Le nombre de femmes dans chaque groupe quinquennal d'âge d'après les deux enquêtes ou recensements;

d) Si l'on veut calculer le taux de natalité, la population totale enregistrée lors de chaque enquête ou recensement.

c) *Procédé de calcul*

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul des parités moyennes déclarées d'après chaque enquête. Appelons respectivement $P(i, 1)$ et $P(i, 2)$ les parités moyennes déclarées d'après la première et la deuxième enquête. Dans les deux cas, on les a calculées en divisant le nombre déclaré d'enfants nés vivants des femmes du groupe d'âge i par le nombre total de femmes de ce groupe. Voir toutefois l'exposé de la sous-section A.2 au sujet des femmes dont la parité n'est pas déclarée et de l'application possible de la correction d'El-Badry.

Opération 2 : calcul des parités moyennes pour une cohorte intercensitaire hypothétique. Le calcul de ces parités dépend de la longeur de l'intervalle intercensitaire. S'il est de 5 ans, toutes les survivantes du groupe d'âge i lors de la première enquête appartiennent au groupe $i + 1$ lors de la seconde et, pour la cohorte, l'accroissement de parité est égal à $P(i + 1, 2) - P(i, 1)$. Cet accroissement se

calcule pour chaque groupe d'âge et leur cumul successif donne les parités pour la cohorte hypothétique. Ainsi, en appelant, respectivement $\Delta P(i+1)$ et $P(i, s)$ [où s signifie synthétique], l'accroissement de parité pour la cohorte du groupe d'âge i lors de la première enquête et la parité de ce même groupe pour la cohorte hypothétique, il vient :

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

et

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

Pour accroissement de parité $\Delta P(i+1)$ du groupe d'âge le plus jeune ($i = 0$), on prend directement $P(1, 2)$. Si la fécondité change vite, cette valeur de $\Delta P(1)$ correspondra à des taux périodiques plus proches de la seconde enquête que du milieu de l'intervalle, surestimant légèrement donc l'accroissement de fécondité.

Si l'intervalle est de 10 ans, les survivantes de la cohorte initiale du groupe d'âge i lors de la première enquête appartiendront au groupe $(i+2)$ lors de la seconde; et les parités de la cohorte hypothétique s'obtiennent en cumulant deux séries parallèles d'accroissements de parité. Là encore, pour les groupes d'âge les plus jeunes, on prend pour $\Delta P(1)$ et $\Delta P(2)$, respectivement, les valeurs de $P(1, 2)$ et $P(2, 2)$. Les autres accroissements de parité se calculent par l'équation:

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

Les parités de cohorte hypothétique pour les groupes d'âge à numéros pairs et impairs respectivement s'obtiennent par addition des accroissements de parité pour les groupes d'âge à numéros pairs et impairs respectivement. Il vient :

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

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

et

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

alors que

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

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

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

et

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

Opération 3 : calcul de la courbe de fécondité intercensitaire. Le calcul de cette courbe $f(i)$ dépend des données disponibles. Un des procédés consiste à calculer des taux de fécondité par âge ne se rapportant approximativement qu'à la première et la dernière année de la période, en se servant de données sur le nombre déclaré des naissances au cours de l'année précédant chaque enquête. Dans ce cas et pour chaque enquête, on divise les naissances déclarées pour chaque groupe quinquennal d'âge de la mère par le nombre déclaré de femmes de ce groupe et on obtient les taux de fécondité par âge pour la période intercensitaire en calculant la moyenne arithmétique de chaque paire de taux du début et de la fin. A cause des incompatibilités entre les groupes d'âge, il importe d'éviter de combiner une courbe tirée d'une question sur les naissances au cours de l'année précédente et une autre fondée sur les naissances enregistrées. On ne doit se servir que de sources concordantes des taux de fécondité du moment ou corriger la courbe fondée sur les naissances au cours de l'année précédente pour tenir compte du fait que la classification par âge est probablement décalée de 6 mois (voir l'opération 5 à la sous-section B.2, *c*). C'est seulement quand cette correction a assuré la compatibilité qu'on peut faire la moyenne. Si on ne dispose pas de données sur les naissances classées par âge de la mère pour les années extrêmes de la période intercensitaire, il est admis d'utiliser une courbe de fécondité par âge se rapportant approximativement au milieu de la période.

Opération 4 : calcul de la fécondité cumulée $\phi(i)$ pour la cohorte intercensitaire hypothétique. Cette opération, identique à l'opération 3 de la sous-section B.2, *c*, n'est donc pas répétée ici.

Opération 5 : estimation des équivalents de parité moyenne $F(i)$ pour la cohorte intercensitaire hypothétique. Cette opération, identique à l'opération 4 de la section B.2, *c*, n'est donc pas répétée ici.

Opération 6 : calcul d'une courbe de fécondité pour les habituels groupes quinquennaux d'âge. Cette opération, omise quand les données sur la fécondité du moment proviennent de registres d'état civil, est identique à l'opération 5 décrite à la sous-section B.2, *c*. Elle n'est donc pas répétée ici.

Opération 7 : correction de la courbe de fécondité intercensitaire. Cette opération, identique à l'opération 6 de la sous-section B.2, *c*, n'est donc pas répétée ici.

d) *Exemple détaillé*

Les données pour 1960 et 1970 en Thaïlande permettent d'appliquer la technique de la cohorte hypothétique. Les recensements de ces deux années ont fourni des données sur les enfants nés vivants classés par âge de la mère, et on dispose des naissances enregistrées de même pour ces années (qui correspondent au début et à la fin de l'intervalle). Bien que cet intervalle ne soit pas exactement de 10 ans (puisque les recensements ont eu lieu les 15 avril 1960 et 1er avril 1970), il en est assez proche pour qu'on admette qu'une cohorte de 1960 se retrouve plus vieille de 10 ans en 1970. Le tableau 16 énumère les données requises, et les calculs sont présentés ci-après.

Tableau 16

POPULATION FÉMININE, ENFANTS NÉS VIVANTS ET NAISSANCES ENREGISTRÉES, PAR GROUPE D'ÂGE DES FEMMES, THAÏLANDE, 1960 ET 1970

Groupe d'âge	*Population féminine*		*Nombre d'enfants nés vivants*		*Nombre de naissances enregistrées*	
	1960	*1970*	*1960*	*1970*	*1960*	*1970*
(1)	*(2)*	*(3)*	*(4)*	*(5)*	*(6)*	*(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

Opération 1 : calcul des parités moyennes déclarées d'après chaque enquête. Les deux séries de parités moyennes au début et à la fin de la période intercensitaire se calculent en divisant le nombre d'enfants nés vivants [colonnes (4) et (5)] par le nombre total des femmes [colonnes (2) et (3)] pour chaque groupe d'âge. Le tableau 17 présente les résultats. Par exemple, la parité moyenne pour le groupe d'âge 2 d'après le recensement de 1960, appelée $P(2, 1)$, est de :

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

tandis que la parité moyenne pour le groupe d'âge 4 d'après le recensement de 1970, appelée $P(4, 2)$, est de :

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

Tableau 17

PARITÉS MOYENNES DÉCLARÉES EN 1960 ET 1970 ET PARITÉS DE LA COHORTE INTERCENSITAIRE HYPOTHÉTIQUE, PAR GROUPE D'ÂGE, THAÏLANDE

Groupe d'âge	*Parité moyenne*		*Accroissement de parité de la cohorte*	*Parité de la cohorte hypothétique*
	1960	*1970*		
	$P(i, 1)$	$P(i, 2)$	$\Delta P(i)$	$P(i, s)$
(1)	*(2)*	*(3)*	*(4)*	*(5)*
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

Opération 2 : calcul des parités moyennes pour une cohorte intercensitaire hypothétique. L'intervalle intercensitaire étant ici de dix ans, on applique le second procédé de calcul, par deux sommes différentes d'accroissements de parité. La parité de la cohorte hypothétique pour le groupe d'âge i est appelée $P(i, s)$. Les deux premières valeurs sont celles des parités déclarées lors du second recensement :

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

et

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

Les valeurs ultérieures s'obtiennent en faisant la somme des accroissements de parité, d'une part pour les groupes d'âge à numéros impairs, d'autre part pour les groupes d'âge à numéros pairs. Ces accroissements, appelés $\Delta P(i)$ (tableau 17), se calculent par différence :

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

Ainsi, par exemple, pour $i = 5$, il est de

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

Les parités moyennes pour une cohorte intercensitaire hypothétique s'obtiennent alors par addition des accroissements. La période intercensitaire, étant de 10 ans, exige deux additions : celle des accroissements de numéro impair pour les groupes d'âge impairs; celle des accroissements de numéro pair pour les groupes d'âge pairs. Ainsi :

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

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

$$= 0.9940 + 2.9565 + 2.1385$$

$$= 6.0890.$$

Les résultats figurent à la colonne (5) du tableau 17.

Opération 3 : calcul de la courbe de fécondité intercensitaire. Le tableau 16 donne le nombre de naissances enregistrées en 1960 et 1970 classées par âge de la mère, ainsi que la population féminine dénombrée lors des recensements de ces années-là, classée de même. Les taux de fécondité par âge pour ces années s'obtiennent donc en divisant les naissances enregistrées pour chaque groupe d'âge [colonnes (6) et (7)] par la population féminine dénombrée du même groupe [colonnes (2) et (3)]. Ainsi, si $f(i, 1)$ désigne le taux de fécondité du groupe d'âge i en 1960 et $f(i, 2)$ le taux correspondant en 1970, il vient :

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

et

$$f(4, 2) = 213\,814/1\,077\,088 = 0.1985.$$

Les valeurs de $f(i, j)$ pour tous les groupes d'âge figurent aux colonnes (2) et (3) du tableau 18. Les taux moyens de fécondité pour la période intercensitaire 1960-1970, soit $f(i)$, s'obtiennent en divisant par deux le total des taux de 1960 et 1970 pour chaque groupe d'âge. Ainsi :

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

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

et

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

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

Les valeurs finales de $f(i)$ figurent à la colonne (4) du tableau 18.

On mentionnera que cette estimation de la courbe de fécondité intercensitaire moyenne, qui n'est que la moyenne arithmétique des courbes observées aux deux extrémités de la période, n'est qu'approchée. Si les répartitions par âge des courbes de fécondité diffèrent beaucoup à ces extrémités, il est probable que cette répartition aura beaucoup changé au cours de la période; et une meilleure estimation de sa moyenne s'obtiendra en faisant la moyenne des courbes observées chaque année de la période ou en calculant directement une courbe intercensitaire en divisant toutes les naissances enregistrées au cours de la période pour chaque groupe d'âge de la mère par une estimation des années-personne vécues par les femmes de chaque groupe d'âge au cours de la même période. Dans le cas de la Thaïlande, les taux de fécondité par âge pour 1960 et 1970 figurant au tableau 18 sont assez analogues et ne suggèrent donc pas de brusques changements dans la répartition par âge de la fécondité au cours de la période, de sorte que les estimations du tableau 18 conviennent.

Les taux de fécondité pour 1960 et 1970 ont été calculés avec les naissances enregistrées chaque année et la population féminine dénombrée à chaque recensement. Au sens strict, il aurait fallu utiliser des estimations de cette population féminine au milieu de chaque année et non celle dénombrée par des recensements opérés en avril. Etant donné que les populations au milieu de l'année seraient un peu plus nombreuses que celles qui ont été dénombrées, les taux de fécondité obtenus en les prenant pour dénominateurs seront légèrement moindres. Toutefois, si l'on estime la population au milieu de l'année en appliquant le même taux de croissance au nombre dénombré de femmes dans chaque groupe d'âge, les taux de fécondité ainsi obtenus seront tout simplement des multiples constants de ceux qui figurent au tableau 18, et leur répartition par âge ne différera pas. Etant donné que c'est seulement cette répartition qui intervient dans l'application de la méthode du quotient P/F, les résultats de cette méthode ne subiront guère l'effet de l'absence de correction à la population féminine, bien que, certes, les estimations de complétude de l'enregistrement des naissances

Tableau 18

TAUX DE FÉCONDITÉ PAR ÂGE EN 1960 ET 1970 ET TAUX MOYENS POUR LA PÉRIODE, EN THAÏLANDE

	Taux de fécondité par âge		
Groupe d'âge (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

ne vaillent que pour la population qui a effectivement servi de dénominateur. Dans le cas considéré, l'utilisation de la population dénombrée, au lieu de la population au milieu de l'année, ne relève que d'environ 0,75 p. 100 ces estimations de complétude.

Opération 4 : calcul de la fécondité cumulée pour la cohorte intercensitaire hypothétique. Les taux de fécondité intercensitaire, $f(i)$, figurant à la colonne (4) du tableau 18, sont multipliés par le nombre d'années qu'embrasse le groupe d'âge auquel ils se rapportent et successivement additionnés pour donner les valeurs de la courbe de fécondité cumulée $\phi(i)$. Etant donné que tous les groupes d'âge sont ici quinquennaux, l'opération se fait comme dans l'exemple ci-dessous pour $i = 2$ et 5, où on additionne d'abord les valeurs de $\phi(i)$ et on multiple ensuite :

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

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

$$= 5(0.8643) = 4.3215.$$

La série complète des valeurs de $\phi(i)$ figure à la colonne (2) du tableau 19.

Opération 5 : estimation des équivalents de parité moyenne pour la cohorte intercensitaire hypothétique. Etant donné que, dans le cas considéré, les renseignements sur les naissances classées par âge de la mère sont tirés de registres, cet âge sera probablement celui que la mère avait lors de l'accouchement. Donc, les valeurs des équivalents de parité moyenne $F(i)$ se calculent en portant dans l'équation (B.4) les coefficients provenant de la partie *b* du tableau 7 :

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

Exemples :

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

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

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

$$(0.0133)(4.8535)$$

$$= 1.8679$$

et

$$F(7) = \phi(6) + (3.535)f(7) + (-0.007)f(6) +$$
$$(-0.0002)(4.8535)$$
$$= 4.7465 + (3.535)(0.0214) + (-0.007)(0.0850) +$$
$$(-0.0002)(4.8535)$$
$$= 4.8206.$$

Toutes les valeurs de $F(i)$ figurent à la colonne (3) du tableau 19.

Opération 6 : calcul de la courbe de fécondité pour les habituels groupes quinquennaux d'âge. Cette opération est omise car, dans le cas considéré, les renseignements sur les naissances classées par âge de la mère proviennent de registres où il est probable que les femmes déclarent leur âge au moment de l'accouchement.

Opération 7 : correction de la courbe de fécondité intercensitaire. On dispose maintenant de valeurs comparables de $P(i)$ et $F(i)$ pour la période 1960-1970, de sorte qu'on peut calculer les quotients P/F et en tirer un facteur de correction K. Au tableau 19 figurent les valeurs de $F(i)$ [colonne (3)], de $P(i, s)$ [colonne (4)] (reproduites du tableau 17) et les quotients $P(i, s)/F(i)$ [colonne (5)]. Ces quotients concordent assez, sauf le premier, dont la valeur suggère un enregistrement moins complet des naissances dans le cas des très jeunes mères : une partie de cette omission influe sur le coefficient P/F pour le deuxième groupe d'âge, qui dépend de $\phi(1)$. Etant donné que la plupart des autres quotients concordent, la façon de choisir le facteur K n'importe guère : ainsi la moyenne de ces quotients pour les groupes d'âge 3 à 6 sera probablement aussi satisfaisante que toute autre et donne :

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

A la colonne (6) du tableau 19 figurent les valeurs de la courbe corrigée de fécondité, $f^*(i)$, pour la période 1960-1970. On en tire la fécondité globale soit en faisant le total de ces valeurs qu'on multiplie ensuite par 5, soit en multipliant $\phi(7)$ par K. Dans les deux cas, cette valeur de TF est de 6,46, contre une valeur non corrigée de 4,85. K étant un facteur de correction pour les naissances enregistrées, son inverse $1/K$ est estimation de la complétude de cet enregistrement (mesurée pour la population féminine dénombrée par les recensements), soit 75,1 p. 100. Le taux de natalité intercensitaire s'estime en faisant le total de toutes les naissances enregistrées au cours de la période 1960-1969, en multipliant ce total par K et en divisant par les années-personne vécues par toute la population de 1960 à 1970.

5. Comparaison de la moyenne des naissances enregistrées pour une cohorte féminine avec sa parité moyenne déclarée

a) *Base et principe de la méthode*

A la sous-section B.4 a été présentée une méthode qui compare les parités moyennes avec leurs équivalents tirés de taux de fécondité par période, sans devoir supposer une fécondité constante. Caractéristique essentielle, les parités moyennes se calculent pour une période et non pour une série de cohortes. Il faut donc disposer de données sur les enfants nés vivants à deux dates différentes, espacées de 5 ou 10 ans. Si on ne dispose que d'une source de données, ou si l'intervalle n'est pas de 5 ou 10 ans, on peut utiliser une variante qui n'exige pas l'hypothèse de fécondité constante. Cette variante requiert en revanche une série assez longue de données annuelles sur les naissances enregistrées classées par âge de la mère. La méthode présentée ici utilise les parités moyennes déclarées pour une cohorte et les compare avec les équivalents de parité tirés des taux de fécondité enregistrée pour les mêmes cohortes.

Considérons les femmes âgées de 30 à 34 ans lors d'un recensement. L'année d'avant, elles avaient de 29 à 33 ans; 10 ans avant, de 20 à 24 ans; et 20 ans avant, de 10 à 14 ans. Donc, en supposant que la procréation commence effectivement à 15 ans, les enfants nés vivants déclarés par ces femmes lors du recensement expriment leur fécondité effective cumulée au cours des 20 années écoulées. Si l'on suppose la mortalité et la migration indépendantes de cette fécondité et qu'on puisse calculer les taux de fécondité correspondants, il sera possible d'en tirer des équivalents de parité moyenne pour chaque cohorte et de les comparer avec la parité moyenne déclarée lors du recensement. Cette méthode convient surtout avec des données sur les naissances provenant de registres

Tableau 19

COURBE DE FÉCONDITÉ CUMULÉE, ÉQUIVALENTS DE PARITÉ, PARITÉS D'UNE COHORTE HYPOTHÉTIQUE, QUOTIENTS *P/F* ET TAUX CORRIGÉS DE FÉCONDITÉ INTERCENSITAIRE, THAÏLANDE, 1960-1970

Groupe d'âge (1)	*Courbe de fécondité cumulée* $\phi(i)$ (2)	*Equivalent de parité* $F(i)$ (3)	*Parité d'une cohorte hypothétique* $P(i, s)$ (4)	*Quotient P/F* $P(i, s)/F(i)$ (5)	*Taux corrigé de fécondité intercensitaire* $f^*(i)$ (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

d'état civil, qui sont normalement la seule source de renseignements sur les naissances au cours d'une période de 20 ans; mais si, grâce à d'autres sources, on dispose de courbes de fécondité pour des intervalles quinquennaux réguliers, rien n'empêche de les utiliser. L'exposé qui suit se rapporte toutefois au cas des données provenant de registres d'état civil.

L'application du principe soulève une difficulté : une cohorte représentée par un habituel groupe quinquennal d'âge lors du recensement n'aurait pas appartenu, les années précédentes, à un autre groupe quinquennal habituel. Ainsi, la population âgée de 30 à 34 ans lors du recensement aurait eu de 29 à 33 ans l'année précédente, de 28 à 32 ans deux ans avant, et ainsi de suite. Si l'on classe les naissances par année d'âge de la mère, la difficulté n'est pas grave, car on peut calculer des taux de fécondité pour chaque année et les additionner ensuite assez aisément par cohorte. Ces calculs sont longs, toutefois, et les nombres attractifs pourraient exercer sur les taux de fécondité un effet non négligeable; de sorte qu'il est opportun de recourir à un procédé applicable aux taux concernant les habituels groupes quinquennaux d'âge. Ce procédé est décrit ci-après.

b) *Données requises*

Ce sont :

a) Le nombre d'enfants nés vivants par groupe quinquennal d'âge de la mère, d'après un recensement;

b) Les naissances enregistrées par groupe quinquennal d'âge de la mère pour chacune des 15 ou 20 années précédant le recensement;

c) Le nombre de femmes dans chaque groupe d'âge selon le recensement considéré, ainsi que selon un ou plusieurs recensements précédents, pour estimer la population féminine par groupe quinquennal d'âge pour chacune des 15 ou 20 années précédant le dernier recensement.

c) *Procédé de calcul*

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul des parités moyennes déclarées. Ces parités moyennes pour chaque groupe d'âge selon le dernier recensement, appelées $P(i)$, s'obtiennent en divisant le nombre d'enfants nés vivants déclarés par les femmes de chaque groupe d'âge par le nombre total des femmes de ce groupe. Voir, toutefois, l'exposé à la sous-section A.2 au sujet des femmes dont la parité n'est pas déclarée et de l'application de la correction d'El-Badry (exposée à l'annexe II).

Opération 2 : estimation de la population féminine au milieu de l'année, par groupe d'âge, pour chaque année précédant le recensement. Le procédé à appliquer dépend des dates des dénombrements censitaires dont on dispose et ne sera exposé ici que de façon générale. On suppose que ces dénombrements couvrent, ou presque, la vingtaine d'années pour lesquelles on doit cumuler les taux de fécondité déclarée. La date de référence de chaque recensement sera exprimée en années, avec une partie décimale obtenue en divisant par 365 (nombre de jours de l'année) le nombre de jours écoulés entre le 1er janvier et la date du recensement. Le taux exponentiel de croissance, $r(i)$, pour chaque groupe d'âge s'obtient alors en divisant la différence entre les logarithmes naturels de la population féminine du groupe d'âge i lors du deuxième et du premier recensement par la durée de la période intercensitaire exprimée en années, selon l'équation (B.14) :

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

où $N(i, j)$ désigne la population féminine du groupe d'âge i lors du recensement j; t_1 désigne la date du premier recensement exprimée en décimales; et t_2 la date du deuxième exprimée de même. Les dénominateurs nécessaires pour chaque année se calculent alors pour chaque milieu d'année entre t_1 et t_2, au moyen d'une augmentation exponentielle de la population initiale pour la période, par l'équation (B.15) :

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

où $N(i, \tau)$ désigne la population féminine du groupe d'âge i requise comme dénominateur pour l'année civile τ.

La méthode se propose de mesurer la complétude de l'enregistrement des naissances, en vue de corriger les omissions pour une période récente et d'estimer ainsi les niveaux récents de fécondité. Il devra être tenu compte, avant d'additionner les taux de fécondité par âge pour les comparer avec les parités moyennes, des effets d'autres erreurs, telles que variations de complétude des dénombrements dans le temps. Donc, s'il y a lieu de croire à de telles variations, il est souhaitable de corriger les recensements avant de calculer les dénominateurs. Toutefois, il n'est pas nécessaire de corriger le sous-dénombrement absolu pour chaque recensement : il suffit que la complétude des dénombrements reste la même dans les recensements successifs.

Opération 3 : calcul des taux de fécondité par âge à partir des naissances enregistrées au cours des années précédant le recensement. Ces taux doivent se calculer pour des années civiles; aussi convient-il d'additionner les taux de fin d'année. Le recensement qui fournit les parités moyennes ne se situera probablement pas en fin d'année, mais heureusement ces parités pour un groupe d'âge déterminé changent lentement, même si la fécondité varie vite. On peut donc considérer que ces parités se rapportent à la fin d'année la plus proche de la date du recensement et additionner les taux enregistrés jusqu'à la fin d'année considérée. Donc, si le recensement a lieu au 30 juin ou avant, les taux de fécondité enregistrés seront additionnés jusqu'à la fin de l'année civile précédente, tandis que s'il a lieu après le 30 juin, ils seront additionnés jusqu'à la fin de l'année civile du recensement.

Les taux de fécondité par âge sont nécessaires pour 20 années civiles. Le taux pour le groupe d'âge i et l'année civile τ, $f(i, \tau)$, se calcule par l'équation

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

où B (i, τ) désigne le nombre des naissances enregistrées au cours de l'année civile τ pour les femmes du groupe d'âge i.

Si l'on ne dispose pas d'un enregistrement des naissances classées par âge de la mère pour quelques-unes des 20 années civiles requises, la méthode reste applicable avec une légère variante, les taux pour l'année manquante étant estimés à partir des années voisines. Par exemple, si l'on ne dispose pas d'enregistrement des naissances pour une année déterminée, on estime les taux de fécondité en faisant la moyenne de ceux de l'année qui précède et de celle qui suit. Ou encore, si l'on ne dispose de taux de fécondité que pour les 16 dernières années, on peut adopter pour les 4 années manquantes les taux de la première qui les suit, sans grand risque de grosses erreurs. Pareille extrapolation est plus dangereuse avec des années plus récentes, car elle porte dans ce cas sur de plus nombreux groupes d'âge ainsi que sur de plus nombreuses années de procréation maximale et elle est moins susceptible d'exprimer convenablement les variations de fécondité qui ont pu se produire.

Opération 4 : sommation de la fécondité enregistrée pour différentes cohortes féminines par naissance pour estimer leurs équivalents de parité. Comme il est dit dans l'opération précédente, on suppose que les parités moyennes déclarées se rapportent exactement à la fin de l'année civile, alors que les taux de fécondité par âge calculés à partir des naissances enregistrées se rapportent à toute l'année. Donc, chaque taux de fécondité par âge concerne la procréation effective de deux cohortes féminines par naissance si on définit celles-ci par l'âge à la fin de l'année civile. Il faut donc diviser ces taux en deux parties, chacune attribuable à une cohorte dont on connaît la parité moyenne déclarée, pour estimer les équivalents de parité $F(i)$. Par exemple, on peut supposer que les parités moyennes par groupe quinquennal d'âge sont connues pour la fin de l'année t. Les femmes âgées alors de 25 à 29 ans avaient de 24 à 28 ans au début de la même année : de sorte qu'au cours de cette année-là, leur fécondité cumulée s'est augmentée de l'essentiel du taux de fécondité pour le groupe âgé de 25 à 29 ans la même année (mais non pas de sa totalité, car certaines des femmes âgées de 29 ans qui ont eu des enfants au cours de l'année t auront 30 ans à sa fin) et d'une faible partie du taux pour le groupe âgé de 20 à 24 ans (pour tenir compte des enfants nés aux femmes âgées de 24 ans qui en ont eu 25 à la fin de l'année). En supposant que, dans chaque groupe d'âge, la répartition des femmes est rectangulaire et que leur fécondité par âge est constante, 90 p. 100 de $f(3, t)$, taux pour les femmes âgées de 25 à 29 ans l'année t, et 10 p. 100 de $f(2, t)$ contribuent à la fécondité cumulée des femmes âgées de 25 à 29 ans à la fin de l'année t. Les femmes qui avaient de 23 à 27 ans au début de l'année $t-1$ ont de 24 à 28 ans à sa fin, de sorte que leur fécondité cumulée aura été un peu plus fortement augmentée par celle du groupe âgé de 20 à 24 ans et un peu moins par celle du groupe âgé de 25 à 29 ans que dans le cas précédent; avec les mêmes hypothèses, leur fécondité cumulée aurait été augmentée de 70 p. 100 de $f(3, t-1)$ et de 30 p. 100 de $f(2, t-1)$ au cours de l'année $t-1$. On notera en passant que les deux derniers groupes d'âge précités contribuent dans des proportions inversées à la fécondité d'une autre cohorte : ainsi 30 p. 100 de $f(3,t-1)$ s'ajoutent à la fécondité cumulée de la cohorte âgée de 30 à 34 ans à la fin de l'année t et 70 p. 100 de $f(2, t-1)$ à celle de la cohorte âgée de 20 à 24 ans. Cet exemple montre que le principe essentiel, pour calculer la fécondité cumulée d'une cohorte, consiste à diviser par cohorte les taux de fécondité pour chaque groupe d'âge et année civile en deux parties, puis à faire la somme des parties qui se rapportent à chaque cohorte.

Malheureusement, l'hypothèse simple faite ci-dessus au sujet de la constance de la fécondité dans chaque groupe d'âge ne convient guère pour diviser les taux de fécondité par âge des jeunes femmes; et, comme on s'intéresse surtout à leur fécondité effective récente, une variante s'impose. Proposée par Hill[7], elle se fonde sur un jeu de facteurs de séparation tiré du polynôme de fécondité de Brass[8]. Dans chaque cas particulier, ce jeu de facteurs dépend de la forme générale de la courbe de fécondité par âge proposée par Brass et de la position du groupe d'âge considéré. L'équation générale définissant la fécondité cumulée par les facteurs de séparation et les taux annuels de fécondité observée par âge s'écrit :

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

où $F(i, t)$ désigne la fécondité cumulée des femmes du groupe d'âge i à la fin de l'année t;

$s(m, j)$ désigne le facteur de séparation pour la position m du groupe d'âge j;

$f(j, t-k)$ désigne le taux de fécondité par âge pour le groupe d'âge j l'année $t-k$, avec $k=5(j-1-i)+m$.

Les valeurs de $s(m, j)$ figurent au tableau 20 et doivent être choisies pour chaque année civile t selon la valeur du quotient $f(1, t)/f(2, t)$.

L'équation (B.17) énonce que la fécondité cumulée pour la cohorte à la fin de l'année t est égale à la somme de toutes les fractions des taux de fécondité enregistrés provenant des femmes de la cohorte. Le nombre d'années sur lequel porte la somme dépend de l'âge de la cohorte à la fin de l'année t. Les plus âgées dans le groupe de 15 à 19 ans au temps t atteignaient 15 ans au début de l'année $t-4$, de sorte qu'en supposant l'absence de procréation avant cet âge, il suffit de faire la somme pour les années $t-4$ à t. Pour le groupe âgé de 30 à 34 ans, par ailleurs, la procréation se produit pendant les années $t-19$ à t, de sorte que la somme commence par l'année $t-19$ avec une faible fraction du taux de fécondité par âge pour les femmes âgées de 15 à 19 ans et se poursuit pendant 20 ans pour finir avec une forte fraction du taux l'année t pour les

[7] Kenneth H. Hill, "Methods for estimating fertility trends using WFS and other data", *World Fertility Survey Conference, Record of Proceedings*, Londres, 7-11 juillet 1980 (Voorburg, La Haye, International Statistical Institute, 1981), vol. 3, p. 455 à 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).

Tableau 20

FACTEURS DE SÉPARATION APPLICABLES AUX TAUX DE FÉCONDITÉ PAR ÂGE ET PAR COHORTE

Groupe d'âge correspondant au taux de fécondité f(j) (1)	*Age de la cohorte au 31 décembre* (2)	*Indice m* (3)	*Facteurs de séparation s(m, j) pour 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

femmes âgées de 30 à 34 ans, plus une faible fraction du taux de l'année t pour les femmes âgées de 25 à 29 ans.

En conclusion, on mentionnera que, bien que par sa forme l'équation (B. 17) puisse paraître d'application très compliquée, elle repose sur une idée assez simple et, si l'on procède comme le montre l'exemple détaillé, les calculs nécessaires, quoique astreignants, restent faciles.

Opération 5 : estimation de la complétude de l'enregistrement des naissances. La fécondité cumulée d'une cohorte d'après les naissances enregistrées, $F(i)$, a été calculée, par l'opération précédente, de façon à pouvoir se comparer à la parité déclarée de la cohorte, $P(i)$, lors du recensement final. Donc, le quotient $F(i)/P(i)$ fournit une mesure de la complétude moyenne de l'enregistrement des naissances survenues dans la cohorte i. Si cette complétude est restée à peu près constante pendant une quinzaine d'années, les quotients F/P devraient garder plus ou moins les mêmes valeurs pour toutes les cohortes; et on peut prendre, pour estimation de cette complétude au cours de la période, la moyenne de ces quotients pour les groupes âgés de 20 à 24, de 25 à 29 et de 30 à 34 ans. Donc, son inverse peut servir de facteur de correction pour toute courbe de fécondité par âge calculée à l'opération 3. Si la complétude s'est améliorée avec le temps, les quotients F/P seront plus forts pour les jeunes cohortes. En pareil cas, la plus récente courbe de fécondité (relative à l'année du dernier recensement) pourra être corrigée au moyen du quotient $P(2)/F(2)$, qui correspond au plus récent degré de complétude. $P(1)/F(1)$ ne devrait pas servir en général de facteur de correction, à cause de la difficulté intrinsèque de calculer exactement $F(1)$. Quand les quotients F/P indiquent une amélioration de la complétude avec le temps, on ne dispose d'aucune base certaine pour corriger les courbes de fécondité qui se rapportent aux premières années.

d) *Exemple détaillé*

On dispose pour la Thaïlande avant 1970 des données requises pour appliquer la méthode. Au tableau 21 figurent les naissances enregistrées classées par groupe quinquennal d'âge de la mère pour la période 1949-1969 (seules figurent les naissances pour les femmes de moins de 35 ans, car l'addition des fécondités par cohorte ne va que jusqu'à la cohorte âgée de 30 à 34 ans à la fin de la période). Certaines des naissances enregistrées, qui ne figurent pas au tableau, n'ont pu être classées par l'âge de la mère, faute de le connaître. La question se pose donc de leur emploi. Si, de l'ensemble des naissances déclarées, elles ne forment qu'une faible proportion qui ne change guère avec le temps, la différence qu'entraîne leur répartition selon les naissances pour lesquelles l'âge de la mère est connu sera faible. Donc, le procédé le plus simple est de les exclure, ce qui fait que les estimations de complétude ne se rapportent qu'aux naissances pour les-

Tableau 21

NAISSANCES ENREGISTRÉES PAR GROUPE QUINQUENNAL D'ÂGE DE LA MÈRE, THAÏLANDE, 1950-1969

Année (1)	Groupe d'âge 15-19 (2)	20-24 (3)	25-29 (4)	30-34 (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

quelles l'âge de la mère est connu. Si les naissances sans indication d'âge de la mère forment une importante proportion de l'ensemble des naissances enregistrées, ou si cette proportion varie avec le temps, leur redistribution et leur addition aux naissances où les mères sont d'âge connu affecteront probablement les résultats. Comme on ne dispose d'ordinaire d'aucune base valable pour déterminer comment les redistribuer par rapport à l'âge de la mère, le mieux est de les exclure de l'analyse. C'est ce qu'on a fait au tableau 21. Le tableau 22 donne la population féminine dénombrée lors des recensements de 1947, 1960 et 1970, ainsi que le nombre d'enfants nés vivants, classés par âge de la mère, selon le recensement de 1970.

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul des parités moyennes déclarées. Ces parités, par groupe d'âge de la mère, $P(i)$, sont calculées pour 1970 à partir des données figurant au tableau 22, en divisant le nombre déclaré d'enfants nés vivants dans chaque groupe d'âge [colonne (5)] par le nombre total de femmes de ce groupe en 1970 [colonne (4)]. La colonne (6) donne les résultats pour chaque groupe d'âge, par exemple :

$$P(4) = (4\,112\,920/1\,077\,088) = 3.819.$$

Opération 2 : estimation de la population féminine au milieu de l'année, par groupe d'âge, pour chaque année précédant le recensement. Au tableau 22 figurent les dates des recensements de 1947, 1960 et 1970. Ces dates peuvent être converties en unités annuelles, en calculant le nombre de jours écoulés depuis le début de l'année jusqu'au jour du recensement et en divisant par 365 (ou 366 dans une année bissextile). Ainsi, le recensement de 1947 a eu lieu le 23 mai. Les mois précédents comptent respectivement 31 jours (janvier), 28 jours (février), 31 jours (mars), 30 jours (avril), auxquels s'ajoutent 23 jours de mai. Au 23 mai, il s'est donc écoulé : (31)+(28)+(31)+(30)+(23)/365, ou 143/365, soit 0,392 année. La date du recensement s'écrira donc 1947.392. L'année 1960 étant bissextile, la fraction de l'année précédant le recensement est de (31)+(29)+(31)+(25)/366, soit 0,317 année, et le recensement sera daté de 1960.317. En 1970, il sera daté de 1970.249.

A ce point, il convient d'opérer toutes les corrections nécessaires pour rendre plus concordante la complétude de chacun de ces dénombrements. La méthode exposée au chapitre IX indique que le recensement de 1970 était moins complet de 5 p. 100 environ que celui de 1960 : de sorte que les chiffres bruts figurant à la colonne (4) du tableau 22 ont été corrigés par un facteur de 1,05 puis reportés ainsi à la colonne (7). Les recensements de 1947 et 1960 paraissent avoir été à peu près aussi complets l'un que l'autre. On considère donc que les colonnes (2), (3) et (7) du tableau 22 donnent une série à peu près concordante de chiffres de population.

Les taux de croissance démographique par âge se calculent alors pour les deux périodes intercensitaires au moyen de l'équation (B.4) et des dates exactes des recensements obtenus ci-dessus. Ainsi, pour la période

Tableau 22

POPULATION TOTALE ET POPULATION FÉMININE ÂGÉES DE 15 À 34 ANS, PAR GROUPE D'ÂGE, DÉNOMBRÉES LORS DES RECENSEMENTS DE 1947, 1960 ET 1970, ENFANTS NÉS VIVANTS EN 1970 ET POPULATION CORRIGÉE EN 1970, THAÏLANDE

Groupe d'âge (1)	Population féminine dénombrée 23 mai 1947 (2)	25 avril 1960 (3)	1er avril 1970 (4)	Enfants nés vivants, 1970 (5)	Parité moyenne 1970 (6)	Population féminine corrigée, 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
Population totale	8 681 257	13 103 767	17 273 512			18 137 188

1947-1960 et pour la population féminine âgée de 15 à 19 ans ($i = 1$) :

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

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

$$= 0.01801.$$

Les taux de croissance pour l'ensemble des groupes d'âge et pour les deux périodes intercensitaires figurent au tableau 23. On notera qu'ils sont assez variables, ce qui suggère des différences dans les erreurs de déclaration, ou des fluctuations de complétude, selon l'âge. Toutefois, on ne peut guère faire plus que noter l'éventualité d'erreurs.

La population en milieu d'année, qui servira de dénominateur, peut maintenant se calculer pour chaque année, de 1950 à 1969, par l'équation (B.15). Quelques exemples montreront comment. On veut connaître la population féminine âgée de 15 à 19 ans au milieu de l'année 1950 (c'est-à-dire à la date 1950.5). Le taux de croissance pour ce groupe d'âge, entre 1947 et 1960, est de 0,01801, et la période qui va du recensement de 1947 au milieu de l'année 1950 est de 1950.5 – 1947.392 années. Donc, la population féminine estimée à la date 1950.5, soit $N(1, 1950)$, se tire comme suit de la population dénombrée en 1947, $N(1, 1947)$:

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

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

$$= (979\,613)(1.05757)$$

$$= 1\,036\,009.$$

Pour 1959 et pour le groupe âgé de 25 à 29 ans, il vient :

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

$$= (638\,334)(1.588849)$$

$$= 1\,014\,216.$$

Pour 1960, on se sert du taux de croissance de la période 1960-1970 :

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

$$= (1\,046\,464)(1.002534)$$

$$= 1\,049\,116.$$

Au tableau 24 figure la population estimée au milieu de l'année. On notera que, par souci de clarté, les calculs ont été poussés au-delà du nombre de chiffres requis. En pra-

Tableau 23

TAUX DE CROISSANCE DE LA POPULATION FÉMININE, PAR ÂGE, 1947-1960 ET 1960-1970, APRÈS CORRECTION, THAÏLANDE

Groupe d'âge (1)	*Indice i* (2)	*Taux de croissance de la population féminine* 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

Tableau 24

ESTIMATION DE LA POPULATION FÉMININE AU MILIEU DE L'ANNÉE, PAR GROUPE D'ÂGE, THAÏLANDE, 1950-1969

Année (1)	*Groupe d'âge* 15-19 (2)	20-24 (3)	25-29 (4)	30-34 (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

tique, il suffira de prendre quatre chiffres et d'arrondir au millier.

Opération 3 : calcul de taux de fécondité par âge d'après les naissances enregistrées. Ces taux se calculent en divisant le nombre de naissances enregistrées pour chaque groupe d'âge des femmes (tableau 21) par l'estimation de la population féminine de ce groupe au milieu de l'année (tableau 24). Ainsi, pour le groupe âgé de 15 à 19 ans en 1950, il vient :

$$f(1, 1950) = B(1, 1950)/N(1, 1950)$$
$$= 32\,352/1\,036\,009$$
$$= 0.0312.$$

Encore, pour le groupe âgé de 25 à 29 ans en 1960, il vient :

$$f(3, 1960) = B(3, 1960)/N(3, 1960)$$
$$= 250\,736/1\,049\,116$$
$$= 0.2390.$$

Le tableau 25 donne toutes les valeurs de $f(i, j)$ plus, pour la période 1960-1969, les taux de fécondité par âge pour les femmes de 35 à 39, 40 à 44 et 45 à 49 ans. Inutiles pour la méthode qu'on vient d'exposer, ces taux sont nécessaires pour celle présentée à la sous-section B.6.

Opération 4 : sommation de la fécondité enregistrée pour différentes cohortes féminines par naissance afin d'estimer les équivalents de parité. Pour ce calcul, certains des taux donnés au tableau 25 sont inutiles, car ils se rapportent à des cohortes âgées de plus de 34 ans en 1970 : situés au-dessus de la ligne en pointillés, ils figurent pour que le tableau soit complet et aussi pour servir à la section B.6. En revanche, tous les taux au-dessous de la ligne doivent être répartis entre deux cohortes pour estimer les équivalents de parité $F(i)$, les parties correspondant à chaque cohorte devant s'additionner séparément. A cet effet, il est commode d'opérer sur des périodes quinquennales. Le tableau 26 montre la manière recommandée de disposer les calculs. La période de 20 ans considérée est divisée en quatre sous-périodes quinquennales. A l'intérieur de chacune, chaque année est désignée par un indice m qui va de 1 à 5, indiquant la place des cohortes dans les groupements d'âge des taux de fécondité. Ainsi, pour 1969, m est égal à 5; et les cohortes sont en moyenne de six mois plus jeunes que les âges indiqués par les groupements d'âge auxquels se rapportent les taux de fécondité : ainsi la cohorte âgée de 30 à 34 ans à la fin de 1969 avait de 29 à 33 ans au début de l'année. Pour 1965, m est égal à 1; et les cohortes sont en moyenne plus jeunes de 4,5 ans que ce qu'indiquent les groupements des taux. L'indice m sert à choisir les facteurs de séparation nécessaires pour répartir les taux de fécondité observés (tableau 20). Les autres indices employés au tableau 26 sont : k, qui mesure les années écoulées avant le recensement; i, indice de la cohorte; et j, qui indique la tranche d'âge des taux répartis.

Pour chaque groupe de 5 années civiles, le procédé est le même, quoique le nombre de taux à répartir diminue d'une unité chaque fois qu'on recule de 5 ans dans le passé. La première opération consiste à calculer pour chaque année la valeur de $f(1)/f(2)$, quotient du taux de fécondité des femmes âgées de 15 à 19 ans par celui des femmes âgées de 20 à 24 ans. Ce quotient indique la répartition par âge de la procréation précoce, et il est nécessaire pour interpoler entre les colonnes du tableau 20.

Tableau 25

TAUX DE FÉCONDITÉ PAR ÂGE, CALCULÉS À PARTIR DES NAISSANCES ENREGISTRÉES ET D'UNE INTERPOLATION DE LA POPULATION FÉMININE AU MILIEU DE L'ANNÉE, THAÏLANDE, 1950-1969

	Groupe d'âge						
Année (1)	*15-19 (2)*	*20-24 (3)*	*25-29 (4)*	*30-34 (5)*	*35-39 (6)*	*40-44 (7)*	*45-49 (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

Tableau 26

CALCUL DES ÉQUIVALENTS DE PARITÉ POUR DIVERSES COHORTES FÉMININES PAR NAISSANCE, THAÏLANDE, 1950-1969

Groupes d'âge			Année					
			1965	*1966*	*1967*	*1968*	*1969*	
		$-k=$	−4	−3	−2	−1	0	
		$m=$	1	2	3	4	5	
i (1)	*j* (2)	$f(1)/f(2)=$ (3)	0.2361 (4)	0.2524 (5)	0.2477 (6)	0.2380 (7)	0.2372 (8)	*Somme* (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)

Groupes d'âge			Année					
			1960	*1961*	*1962*	*1963*	*1964*	
		$-k=$	−9	−8	−7	−6	−5	
		$m=$	1	2	3	4	5	
i (1)	*j* (2)	$f(1)/f(2)=$ (3)	0.2023 (4)	0.2004 (5)	0.1992 (6)	0.2005 (7)	0.2041 (8)	*Somme* (9)
			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)

Tableau 26 (suite)

Groupes d'âge			Année					
		−k=	1955 −14	1956 −13	1957 −12	1958 −11	1959 −10	
		m=	1	2	3	4	5	
i (1)	j (2)	f(1)/f(2)= (3)	0.1863 (4)	0.1899 (5)	0.1959 (6)	0.1974 (7)	0.1948 (8)	Somme (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
					Année			
Groupes d'âge			1950	1951	1952	1953	1954	
		−k=	−19	−18	−17	−16	−15	
		m=	1	2	3	4	5	
i (1)	j (2)	f(1)/f(2)= (3)	0.1962 (4)	0.1919 (5)	0.1793 (6)	0.1802 (7)	0.1818 (8)	Somme (9)
			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

NOTE.— i = indice de cohorte; j = tranche d'âge des taux de fécondité répartis; k mesure les années écoulées avant le recensement; m désigne la valeur de l'indice indiquant la position des cohortes dans les groupements d'âge correspondant aux taux: $f(1)/f(2)$ est le quotient de taux de fécondité des femmes de 15 à 19 ans par celui des femmes de 20 à 24 ans.

Les taux $f(1, \tau)$ pour chacune des 5 années précédant le recensement sont alors répartis et on détermine la partie de chacun qui concerne la cohorte âgée de 15 à 19 ans, ainsi que son complément, qui concerne celle âgée de 20 à 24 ans. Les facteurs de séparation applicables à ces taux proviennent du tableau 20 et dépendent de l'indice m, du groupe d'âge j et de la valeur du quotient $f(1)/f(2)$. Pour 1969, m est égal à 5 et $f(1)/f(2)$ est égal à 0,2372. Le facteur de séparation se situe donc entre 0,764 pour un quotient $f(1)/f(2)$ de 0,3 et 0,691 pour un quotient $f(1)/f(2)$ de 0,2. Sa valeur s'obtient par interpolation linéaire comme suit :

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

On notera que le facteur d'interpolation, 0,372, est tout simplement le quotient $f(1)/f(2)$, soit 0,2372, diminué de la limite inférieure de l'intervalle (0,2) et divisé par sa largeur (0,1). On l'obtient donc tout simplement en décalant la virgule d'un rang vers la droite et en ne gardant que la partie décimale. On trouve alors la fraction du taux de fécondité qui se rapporte à la plus jeune cohorte en multipliant ce taux par le facteur de séparation : pour 1969, la fraction de $f(1, 1969)$ à additionner, pour obtenir $F(1)$, est de (0,718)(0,0480), ou 0,0345. Le reste, soit 0,0135, représente la fraction de $f(1, 1969)$ fournie par la seconde cohorte (âgée de 20 à 24 ans) et on retient ce chiffre pour sommation ultérieure. Quant à la première cohorte, toute sa procréation s'est faite durant les 5 années précédant immédiatement le recensement, de sorte que sa fécondité cumulée à la fin de 1969, $F(1)$, est tout simplement la somme de toutes les fractions revenant à la cohorte pour les années écoulées de 1965 à 1969 :

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

Cette somme figure à la colonne (9) du tableau 26, partie *a*. On fait aussi la somme des fractions complémentaires, soit 0,1909, inscrite à la colonne (9) pour servir plus tard.

On recommence alors avec les taux de fécondité pour le groupe suivant (20-24 ans). Les facteurs de séparation se tirent encore du tableau 20 à partir des valeurs de m et des quotients $f(1)/f(2)$ observés. Ainsi, pour 1966, où m vaut 2 et $f(1)/f(2)$ vaut 0,2524, de sorte que le facteur d'interpolation vaut 0,524, il vient :

$$s(m, 2) = (0.249)(0.524) + (0.233)(1.0 - 0.524) = 0.241.$$

La fraction de $f(2, 1966)$ provenant de la cohorte âgée de 20 à 24 ans lors du recensement (cohorte 2) est donc de $f(2, 1966)(0,241)$, soit 0,0468; son complément, 0,1473, provient de la troisième cohorte (âgée de 25 à 29 ans en 1970). L'apport total de la cohorte 2 aux taux de fécondité du groupe de 20 à 24 ans au cours de la période 1965-1969 s'obtient en additionnant l'apport estimatif pour chaque année de la période, ce qui donne 0,4629; le complément de cette quantité, soit 0,5452, est l'apport de la cohorte 3. Les deux valeurs figurent à la colonne (9).

On peut maintenant calculer la fécondité cumulée de la cohorte âgée de 20 à 24 ans en 1970 pour les 5 années

précédant le recensement. C'est la somme de son apport aux taux de fécondité pour les groupes de 15 à 19 ans (soit 0,1909) et de 20 à 24 ans (soit 0,4629). Cette somme, soit 0,6538, ne donne pas encore la fécondité cumulée globale de la cohorte, puisqu'elle ne comprend pas la procréation entre la sixième et la dixième année précédant le recensement; ce qui lui manque est calculé à la partie *b* du tableau 26.

On calcule de même, pour les femmes âgées de 25 à 29 et de 30 à 34 ans, les taux de fécondité enregistrés au cours de la période 1965-1969, chaque taux étant divisé en apports à chaque cohorte et les fractions attribuables à chacune étant additionnée pour les 5 ans. Il n'est pas nécessaire de connaître l'apport des femmes âgées de 35 à 39 ans aux taux de celles âgées de 30 à 34 ans : cet apport n'a été calculé que par souci d'être complet. Les calculs figurant aux parties *a* et *b* du tableau 26 ont en fait été étendus pour englober toute la procréation effective des cohortes âgées de 35 à 49 ans en 1970, surtout parce que ces estimations servent plus loin (sous-section B.6).

Les calculs étant achevés pour les 5 années précédant immédiatement le recensement de 1970, on procède de même pour chacune des années de la période 1960-1964. Les résultats figurent à la partie *b* du tableau 26. On remarquera l'exclusion des taux concernant les groupes plus âgés. Strictement parlant, on n'a besoin que de ceux concernant les trois premiers groupes d'âge, puisque la plus âgée des cohortes, celle qui a de 30 à 34 ans en 1970, en avait moins de 30 en 1965. Les taux entre la sixième et la dixième année (1960-1964) précédant le recensement étant répartis et additionnés, on recommence avec les taux de la onzième à la quinzième année avant le recensement (il suffit de le faire pour les deux premiers taux de fécondité par âge), comme le montre la partie *c* du tableau 26, puis pour les taux de la seizième à la vingtième année précédant le recensement (en se bornant aux premiers de ces taux), comme le montre la partie *d* du même tableau.

Par addition des apports de chaque cohorte pour chaque période quinquennale, on obtient alors les équivalents de parité $F(i)$. Pour éviter les erreurs, ces apports sont repris de la colonne (9) du tableau 26 (intitulée "somme") et disposés en colonnes par cohorte, groupe d'âge d'où émanent ces apports et période où se rapportent les taux, comme au tableau 27. L'addition des chiffres de chaque colonne donne les valeurs de $F(i)$ recherchées.

Il est bon de noter que le tableau 27 peut révéler d'autres caractères intéressants des données enregistrées. Voyons par exemple la série des apports provenant des taux pour le groupe de 15 à 19 ans : sa diagonale montre leur variation dans le temps. De droite à gauche, on voit croître les apports, ce qui indique soit un accroissement de fécondité dans ce groupe d'âge ou un meilleur enregistrement des naissances correspondantes. Avec les hypothèses où se fonde cette méthode d'estimation, la deuxième de ces causes, à la différence de la première, influe sur l'estimation finale de la complétude, qui est alors une moyenne de ses valeurs récentes.

Opération 5 : estimation de la complétude de l'enregistrement des naissances. Pour chaque cohorte, cette complétude s'estime en faisant le quotient de l'équivalent de parité $F(i)$, calculé à partir des naissances enregistrées, par la parité moyenne, $P(i)$, qu'indique le recensement. Au tableau 28 figurent les résultats.

Les estimations concordent assez pour les femmes âgées de 20 à 24, 25 à 29 et 30 à 34 ans, le degré moyen de complétude se situant autour de 74 p. 100. Pour les femmes de 15 à 19 ans, ce degré est au contraire très bas, et les autres estimations augmentent avec l'âge. Il semble probable que l'enregistrement soit bien moins complet chez les très jeunes femmes, ce qui réduit aussi l'estimation de complétude tirée des déclarations des femmes âgées de 20 à 24 ans. En revanche, les estimations fondées sur les déclarations des femmes âgées de 25 à 29 et de 30 à 34 ans en dépendent relativement peu. Donc, une meilleure estimation de la complétude moyenne se situerait entre 0,741 et 0,772, dont la moyenne donne donc 0,757. On peut aussi estimer la fécondité en 1969 en multipliant les taux de fécondité déclarés par un facteur de 1,0/0,757, soit 1,321. On notera toutefois que la courbe ainsi corrigée peut n'être pas un bon indicateur de la procréation par âge, puisque les jeunes femmes omettent plus souvent de déclarer les naissances.

Tableau 27

APPORTS À LA FÉCONDITÉ DES COHORTES PAR GROUPE D'ÂGE ET PÉRIODE QUINQUENNALE, THAÏLANDE, 1950-1969

Groupe d'âge (1)	*Années écoulées* (2)	*Période de référence* (3)	*Groupe d'âge de la cohorte à la fin de 1969*			
			15-19 (4)	*20-24* (5)	*25-29* (6)	*30-34* (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
Equivalent de parité $F(i)$			0.0532	0.6941	1.7850	2.9483

Tableau 28
ESTIMATION DE LA COMPLÉTUDE DE L'ENREGISTREMENT DES NAISSANCES, THAÏLANDE, 1969

Groupe d'âge en 1969 *(1)*	*Parité moyenne déclarée P(i)* *(2)*	*Equivalent de parité F(i)* *(3)*	*Complétude de l'enregistrement 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

Des résultats figurant au tableau 28, il ne ressort pas que la complétude de l'enregistrement des naissances ait varié : de sorte que le facteur précédent, soit 1,321, peut aussi s'appliquer aux taux de fécondité observés par âge pour les années précédant 1969. En revanche, vu la faiblesse des apports des taux de fécondité enregistrés avant 1960 à la fécondité cumulée des cohortes, le même facteur ne peut s'appliquer valablement à ces taux. Bien que non observée en Thaïlande, la manifestation d'une tendance à un enregistrement plus complet, qu'atteste par exemple un déclin des estimations de complétude avec l'âge, doit avertir de ne pas corriger les naissances enregistrées telle ou telle année.

6. COMPARAISON PAR COHORTE DE LA FÉCONDITÉ ENREGISTRÉE ENTRE DEUX RECENSEMENTS ET DE L'ACCROISSEMENT DE PARITÉ

a) *Base et principe de la méthode*

Quand on dispose sur la parité moyenne de renseignements provenant de deux recensements (ou enquêtes) de façon à pouvoir calculer les accroissements de parité par cohorte (sous-section B.4) et qu'on peut aussi calculer les taux de fécondité par âge à partir des naissances enregistrées pour la période intercensitaire, il est possible d'appliquer une variante plus précise de la méthode qu'on vient de décrire. Le changement de parité d'une cohorte avec l'âge, d'un recensement ou d'une enquête à l'autre, mesure sa procréation effective dans l'intervalle. A partir des naissances enregistrées, on peut calculer une mesure équivalente en répartissant les taux de fécondité enregistrés durant l'intervalle par cohorte et en faisant la somme des apports de chacune. Le quotient de la fécondité cumulée de la cohorte durant l'intervalle (estimée d'après les taux pour la période, tels que ceux calculés à partir des naissances enregistrées) par la variation de la parité moyenne depuis le début jusqu'à la fin de l'intervalle, donne une mesure de la complétude des enregistrements qui est propre à la cohorte et à la période considérées. Plus n'est besoin des hypothèses faites à la section précédente pour corriger la fécondité pour la période d'après la fécondité cumulée de la cohorte depuis le début de la procréation : à savoir que la complétude reste constante par âge de la mère et par période. Par ailleurs, les accroissements de parité sont très sensibles aux variations de complétude dans la déclaration des enfants nés vivants, de sorte que les estimations de complétude obtenues par la méthode qu'on vient de décrire sont aussi très sensibles à ces variations, qui sont généralement surtout marquées pour les femmes âgées.

b) *Données requises*

Ce sont :

a) Les enfants nés vivants classés par groupe quinquennal d'âge de la mère à deux dates espacées de 5 ou 10 ans;

b) Les naissances enregistrées classées par groupe quinquennal d'âge de la mère pour chaque année civile de la période écoulée entre les deux enquêtes;

c) Le nombre total des femmes dans chaque groupe d'âge au début et à la fin de la période, ou renseignements suffisants pour estimer la population féminine au milieu de l'année par groupe quinquennal d'âge pour chaque année où on dispose d'un enregistrement des naissances.

c) *Procédé de calcul*

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul des parités moyennes déclarées lors de la première et de la deuxième enquête. Appelons $P(i, 1)$ et $P(i, 2)$ respectivement les parités moyennes indiquées par la première et la deuxième enquête. Dans les deux cas, on les calcule en divisant le nombre déclaré d'enfants nés vivants des femmes du groupe d'âge i par le nombre total de ces femmes. Voir toutefois l'exposé à la sous-section A.2 au sujet des femmes dont les parités ne sont pas déclarées et l'application possible de la correction d'El-Badry (exposée à l'annexe II).

Opération 2 : calcul des accroissements de parité par cohorte. Pour chaque cohorte de femmes appartenant au groupe d'âge i lors du deuxième recensement (ou enquête), on peut connaître la parité moyenne lors du premier. Ainsi, l'accroissement de parité $\Delta P(i)$ s'écrit :

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

où n désigne le nombre de périodes quinquennales entre les deux enquêtes.

Opération 3 : estimation de la population féminine au milieu de l'année par groupe d'âge pour chaque année de la période intercensitaire. On procède exactement comme il est dit pour l'opération 2 à la sous-section B.5, *c*.

Opération 4 : calcul des taux de fécondité par âge à partir des naissances enregistrées pour chaque année de la période intercensitaire. On procède exactement comme pour l'opération 3 de la sous-section B.5, *c*.

Opération 5 : calcul des accroissements intercensitaires de la fécondité par cohorte à partir des naissances enregistrées. Essentiellement, le calcul de ces accroissements $\Delta F(i)$ est très semblable à celui des équivalents de parité globale à partir des taux par période. Chaque taux de fécondité par âge pour une année déterminée de la période intercensitaire (dont la durée est fixée à 5 ou 10 ans exactement) est divisé en deux fractions, selon les cohortes composant le groupe d'âge auquel le taux se rapporte pendant l'année civile considérée; ces deux fractions représentent respectivement l'apport à la fécondité d'une cohorte et de la suivante. La principale différence avec le

procédé décrit à l'opération 4 de la sous-section B.5, *c*, est qu'ici, tous les calculs se bornent à la période intercensitaire et portent sur toutes les cohortes en âge de procréer lors de la seconde enquête. La répartition des taux de fécondité par âge s'opère au moyen des facteurs de séparation du tableau 20 : la définition générale des accroissements de fécondité par cohorte est donnée par l'équation :

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

où $\Delta F(i)$ désigne l'accroissement de parité pour la cohorte i lors de la seconde enquête;

n désigne le nombre de périodes quinquennales entre les deux enquêtes;

$s(m, k)$ désigne le facteur de séparation tiré du tableau 20 et concernant le groupe d'âge k, où $k=(i-n+j)$;

$f(k, h)$ désigne le taux de fécondité par âge pour le groupe d'âge k l'année h, où $h=5\ (j-n-1)+m$ années avant la deuxième enquête (supposée avoir eu lieu à la fin de l'année).

L'exemple détaillé donné ci-dessous montre la façon d'appliquer cette équation en pratique.

Opération 6 : estimation de la complétude de l'enregistrement des naissances. Ces estimations, pour la progéniture de la cohorte i pendant la période intercensitaire, s'obtiennent en divisant l'accroissement de fécondité $\Delta F(i)$ estimé pour la cohorte par l'accroissement de parité $\Delta P(i)$ de la même cohorte. Si les estimations pour différentes cohortes concordent, on peut multiplier les naissances intercensitaires classées par groupe d'âge par la moyenne des quotients $\Delta P(i)/\Delta F(i)$ et obtenir des taux corrigés de fécondité par âge en divisant le produit par une estimation des années-femme vécues dans chaque groupe d'âge pendant la période intercensitaire.

d) *Exemple détaillé*

Cet exemple concerne encore la Thaïlande où on dispose de données sur les enfants nés vivants tant pour 1960 que pour 1970. Les parités moyennes correspondant à chaque recensement figurent au tableau 17 et les taux annuels de fécondité par âge pour la période intercensitaire au tableau 25. Le calcul de ces taux exige certaines données qui ne sont pas mentionnées.

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul des parités moyennes déclarées lors de la première et de la deuxième enquête. Ce procédé est déjà décrit pour l'opération 1 à la section B.4, *c* : les valeurs de $P(i, t)$ pour 1960 et 1970 figurent aux colonnes (2) et (3) du tableau 29. On notera que les parités moyennes sont réputées se rapporter à la fin de l'année la plus proche de la date du recensement : ici, la fin de 1959 et celle de 1960, respectivement (le tableau 22 donne les dates exactes des recensements).

Tableau 29

PARITÉS MOYENNES DÉCLARÉES, 1960 ET 1970, ET ACCROISSEMENTS DE PARITÉ PAR COHORTE PENDANT LA PÉRIODE INTERCENSITAIRE, THAÏLANDE

Groupe d'âge (1)	*Parité moyenne*		*Accroissement de parité par cohorte 1960-1970* (4)
	1960 (2)	*1970* (3)	
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

Opération 2 : calcul des accroissements de parité par cohorte. L'intervalle intercensitaire est ici de 10 ans, donc $n=2$ dans l'équation B.18. Ainsi, l'accroissement de parité pour une cohorte de groupe d'âge i lors de la deuxième enquête se calcule en soustrayant, de la parité moyenne des femmes du groupe d'âge i lors de la deuxième enquête $P(i, 2)$ la parité moyenne de la même cohorte dix ans plus tôt $P(i, 2, 1)$. Par exemple, pour la cohorte âgée de 25 à 29 ans en 1970 :

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

$$= 2.409 - 0.072 = 2.337.$$

La colonne (4) du tableau 29 donne les accroissements de parité.

Opération 3 : estimation de la population féminine au milieu de l'année par groupe d'âge pour chaque année de la période intercensitaire. La plupart des estimations requises ont déjà été données par l'opération 2 de la sous-section B.5, *d* et réunies au tableau 24. Le procédé ici est exactement le même pour les estimations restantes.

Opération 4 : calcul des taux de fécondité par âge à partir des naissances enregistrées chaque année de la période intercensitaire. La plupart de ces taux ont été calculés par l'opération 3 de la section B.5, *d*, et tous figurent au tableau 25. Les données brutes nécessaires au calcul de certains ne sont pas indiquées, mais le procédé est identique à celui de la sous-section B.5, d.

Opération 5 : calcul des accroissements intercensitaires de la fécondité par cohorte à partir des naissances enregistrées. La somme se fait ici du début de 1960 à la fin de 1969. Les taux de fécondité pour la décennie ont déjà été calculés et répartis entre cohortes au tableau 26, parties *a* et *b*. Les accroissements de fécondité par cohorte $\Delta F(i)$ s'obtiennent donc en additionnant les fractions des taux de fécondité observée par âge attribuables à chaque cohorte. Le tableau 30 donne ces fractions par cohorte et période quinquennale [reproduites de la colonne (9) du tableau 26, parties *a* et *b*, intitulée "somme"]. Le tableau 30 donne aussi la somme $\Delta F(i)$ des fractions correspondant à chaque

Tableau 30

APPORTS DE LA FÉCONDITE PAR PÉRIODE À LA FÉCONDITÉ INTERCENSITAIRE D'UNE COHORTE PAR PÉRIODE QUINQUENNALE ET ACCROISSEMENT INTERCENSITAIRE ESTIMATIF DE CETTE FÉCONDITÉ, THAÏLANDE, 1960-1969

Groupe d'âge de la cohorte à la fin de 1969 (1)	*Indice* i (2)	*Apport du groupe d'âge j à la fécondité de la cohorte*				*Accroissement estimatif de la fécondité par cohorte* $\Delta F(i)$ (7)
		1960-1964		*1965-1969*		
		$j=i-2$ (3)	$j=i-1$ (4)	$j=i-1$ (5)	$j=i$ (6)	
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

cohorte. La répartition des taux de fécondité se fait exactement comme dans l'opération 4 de la section B.5, *c*, qui a donné le tableau 26. Toutefois, pour que le lecteur saisisse la nature de l'addition opérée ici, on peut considérer le cas de la cohorte âgée de 30 à 34 ans à la fin de 1969. Au début de 1960, elle était âgée de 20 à 24 ans et donc tous les taux annuels de fécondité pour le groupe d'âge de 20 à 24 ans au cours de la période 1960-1964 ont contribué à sa fécondité pendant la période intercensitaire [la partie *b* du tableau 26 donne le montant de cet apport : case $f(2)$ et ligne "cohorte 4"]. L'addition de ces taux donne leur rapport total à la fécondité intercensitaire de la cohorte considérée fin 1964, soit 0,5428. De même, l'apport total des taux de $f(3)$ [ceux du groupe de 25 à 29 ans] pour 1960-1964 est de 0,6353 et, pour 1965-1969, de 0,6189 enfant. Enfin, celui des taux $f(4)$ [groupe de 30 à 34 ans] pour 1965-1969 est de 0,5430. L'accroissement total de la fécondité intercensitaire pour la cohorte âgée de 30 à 34 ans à la fin de 1969 est donc de 2,34 naissances par femme.

Opération 6 : estimation de la complétude de l'enregistrement des naissances. Les estimations par cohorte de cette complétude entre 1965 et 1969 s'obtiennent en faisant le quotient de $\Delta F(i)$ par $\Delta P(i)$. Le tableau 31 présente les résultats. On y voit que, pour les cohortes âgées de 15 à 19 ans et de 20 à 24 ans, ces estimations sont les mêmes que celles obtenues à la section B.5, *d* (tableau 28), où elles se fondaient sur des estimations de la fécondité par cohorte rapportées à toute l'existence et non à la période intercensitaire. Il fallait s'y attendre, puisque toute la procréation de ces deux cohortes est censée avoir eu lieu pendant la période 1960-1969, de sorte qu'elle est identique à celle de toute leur existence.

Tableau 31

ESTIMATION DE LA COMPLÉTUDE DE L'ENREGISTREMENT DES NAISSANCES, THAÏLANDE, 1960-1969

Age de la cohorte à la fin de 1969 (1)	*Indice* i (2)	*Accroissement intercensitaire de la fécondité de la cohorte* $\Delta F(i)$ (3)	*Accroissement intercensitaire de la parité de la cohorte* $\Delta P(i)$ (4)	*Estimation de complétude* $\Delta F(i)/\Delta P(i)$ (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

Deux points appellent des observations : la faiblesse des estimations pour les femmes de moins de 25 ans et leur concordance relative pour la tranche d'âge centrale (25-44 ans).

Pour interpréter les résultats de la méthode, il importe de se souvenir des hypothèses. On a supposé lors des deux recensements une déclaration complète des enfants nés vivants. Toutefois, si les femmes âgées ont tendance à en omettre, les accroissements de parité par cohorte seront réduits et les estimations de complétude de l'enregistrement seront augmentées. Une diminution relativement légère de la complétude des déclarations de parité par toutes les cohortes d'un recensement à l'autre donnera des estimations de complétude qui augmentent avec l'âge. Inversement, une relative amélioration de cette complétude donnera des estimations qui décroissent avec l'âge.

Deuxième hypothèse, les accroissements de parité sont indépendants de la migration et de la mortalité. Si les femmes à faible parité migrent plus que les autres, les zones d'immigration présenteront des accroissements réduits et inversement. Si ces mêmes femmes meurent plus que les autres, les accroissements de parité en seront augmentés. Pour la Thaïlande, aucun de ces effets n'intervient probablement, migration internationale et mortalité étant faibles.

Troisième hypothèse importante, les dénominateurs sont exacts. Si les déclarations d'âge sont entachées d'erreurs différentes lors de l'enregistrement des naissances et lors du dénombrement de la population, la courbe des taux de fécondité par âge pour la période s'en trouve déformée. Les variations assez fortes que présentent les taux de croissance par âge au tableau 23 indiquent des problèmes dans la déclaration des âges, dont il est très difficile de prédire l'effet sur les estimations finales de complétude. Les variations dans la complétude du dénombrement d'un recensement à l'autre peuvent aussi déformer les dénominateurs : en Thaïlande, le dénombrement de 1970 est moins complet de 5 p. 100 que celui de 1960 et, bien qu'il ait été corrigé pour en tenir compte, la différence par groupe d'âge peut encore influer sur les résultats. Les variations dans la complétude des dénombrements peuvent aussi agir sur les parités moyennes, qui seront gonflées si

les femmes sans enfants sont moins dénombrées que les autres.

Aucune de ces considérations n'explique la faiblesse des estimations de complétude pour les cohortes âgées de 15 à 19 ans et, dans une moindre mesure, de 20 à 24 ans. Certes, le procédé de fractionnement des taux de fécondité par âge est imparfait et très probablement inexact pour les cohortes de 15 à 19 ans; mais cette éventuelle inexactitude méthodologique ne saurait expliquer les forts écarts constatés. De plus, les parités moyennes étant calculées sans correction pour non-réponse tendent à être trop faibles et non trop fortes. A se fonder là-dessus, on conclurait donc que l'enregistrement des naissances est réellement moins complet pour les jeunes mères que pour les autres. Pourtant, ceux qui connaissent bien les données concernant la Thaïlande et les erreurs typiques entachant les déclarations d'âge dans l'est de l'Asie peuvent proposer une autre explication. Il est courant, dans ces pays, de compter l'âge à partir de la conception et non de la naissance. Donc, quand on le demande (comme lors du recensement de 1960), les réponses donnent l'âge à l'anniversaire suivant, non au précédent comme on s'y attendrait normalement. Pour éviter ces difficultés, il faut demander non l'âge, mais la date de naissance (comme lors du recensement de 1970). L'âge étant aussi déclaré aux services d'état civil, la comparaison intercensitaire directe des parités moyennes déclarées lors des recensements de 1960 et 1970 avec celles calculées à partir des registres tendra à donner des résultats entachés d'erreurs systématiques à cause des différences dans la déclaration des âges. De plus, les jeunes cohortes y sont les plus exposées, car en déclarant leur âge à leur prochain anniversaire, elles perdent systématiquement certains de leurs membres les plus féconds. Dès lors, une partie au moins de la faiblesse des estimations obtenues pour les cohortes âgées de 15 à 19 et de 20 à 24 ans lors du recensement de 1970 peut tenir à des déclarations d'âge qui ne sont pas comparables lors des différentes collectes qui ont fourni les données utilisées. On notera toutefois que, même compte tenu de ces déficiences et après correction pour éliminer les distorsions qu'elles entraînent, la faiblesse des estimations de complétude pour les jeunes mères, si elle diminue, ne disparaît pas.

C. — Estimation de la fécondité par âge à partir de l'augmentation des parités de cohorte entre deux enquêtes

1. Base et principe de la méthode

Les données sur les enfants nés vivants, classés par groupe quinquennal normal d'âge de la mère, provenant d'un recensement (ou enquête) unique fournissent beaucoup de renseignements sur la procréation précédente. Malheureusement, si la fécondité a changé, on ne peut se servir des parités moyennes des femmes dans les différents groupes d'âge pour obtenir des estimations de la répartition par âge de la fécondité soit par cohorte soit par période.

Pourtant, si deux enquêtes distantes d'environ 5 ou 10 ans fournissent des renseignements sur les enfants nés vivants, la variation de leur nombre moyen dans une cohorte déterminée indique sa fécondité intercensitaire, et il devient possible d'estimer une courbe intercensitaire de fécondité par âge. Arretx[9] a élaboré une méthode d'emploi de ces recensements pour les enquêtes distantes de 10 ans. Plus récemment, Coale et Trussell ont élaboré une élégante méthode fondée sur le concept de cohorte hypothétique pour utiliser ces renseignements avec des enquêtes séparées de 5 ou 10 ans. Elle est relativement simple et on en présente ici une variante, avec des applications.

Il faut rappeler ici l'avertissement donné à la section A.2 sur l'estimation de la fécondité à partir de renseignements sur les enfants nés vivants. Les femmes âgées tendent à en omettre certains, peut-être ceux qui sont morts ou partis, même dans les pays où les données sont par ailleurs satisfaisantes. Souvent alors, les parités moyennes n'augmentent pas à un taux plausible, ou diminuent même après 35 ou 40 ans. Le calcul de taux de fécondité par âge à partir de parités entachées de telles omissions conduit à sous-estimer la fécondité des femmes âgées et, si l'erreur est relativement faible, son effet n'est pas évident. Donc, les estimations de fécondité fondées sur les parités moyennes de femmes âgées doivent s'interpréter avec prudence, surtout si elles indiquent une fécondité faible relativement à celle estimée d'après les déclarations de jeunes femmes. Les parités moyennes pour une cohorte hypothétique sont en fait très sensibles aux variations dans les déclarations de parité d'une enquête à l'autre, et leur calcul fournit un bon moyen de contrôler la concordance des données brutes.

La méthode fondée sur l'accroissement des parités par cohorte entre deux enquêtes estime les taux de fécondité moyens par âge en vigueur pendant la période intercensitaire en calculant les parités moyennes d'une cohorte intercensitaire hypothétique : par interpolation, on en tire une courbe de fécondité cumulée, dont les soustractions successives donnent les taux de fécondité par âge.

La méthode est destinée à des situations où il est possible de calculer les parités moyennes par groupe d'âge des femmes pour deux dates distantes approximativement de 5 ou 10 ans. Si l'intervalle est de 5 ans, les femmes se trouvant dans tout groupe quinquennal d'âge lors de la seconde enquête représentent les survivantes du groupe précédent lors de la première. La différence de leurs parités moyennes traduit leur procréation effective entre les deux enquêtes si l'on suppose que celles qui sont mortes ou ont migré étaient en moyenne d'une fécondité qui ne différait pas systématiquement des autres. En faisant la somme des accroissements de parité intercensitaire, on peut estimer les parités moyennes pour une cohorte hypothétique qui présente, dans toute son existence, les taux de fécondité par âge constatée pour la période intercensitaire. Si cette période est de 10 ans, un groupe quinquennal d'âge lors de la seconde enquête représente les survivantes du groupe qui avait 10 ans de moins lors de la première; et il reste possible de calculer les accroissements de parité pour chaque cohorte afin d'en tirer les parités

[9] Carmen Arretx, "Fertility estimates derived from information on children ever born using data from censuses", *Conférence internationale de la population, Liège, 1973* (Liège, Union internationale pour l'étude scientifique de la population, 1973), vol. 2, p. 247 à 261.

moyennes de la cohorte intercensitaire hypothétique. Cette méthode peut servir quand les données proviennent en tout ou partie d'enquêtes par sondage représentatives sur le plan national car, bien que les cohortes ne restent pas identiques, leurs parités moyennes seront représentatives de celles de la population féminine sondée.

Il est bon de noter que, bien que l'intérêt de cette méthode tienne à sa robustesse (résistance aux variations de fécondité), elle peut servir aussi à estimer les taux de fécondité par âge à partir des données sur la parité provenant d'un recensement (ou enquête) unique quand la fécondité n'a pas changé au cours de la période de procréation des femmes considérées. On peut aussi mentionner qu'il n'est pas nécessaire que les deux ensembles de données se rapportent à des dates distantes de 5 ou 10 ans exactement. A moins que la fécondité ne change très vite, un intervalle de 4 ou de 11 ans donne des estimations convenables. En pareil cas, on ne suit plus une cohorte d'une enquête à l'autre, mais peu importe puisque les parités moyennes d'un groupe d'âge ne varient pas beaucoup d'une année à la suivante.

Une observation générale pour finir : si on dispose des informations requises, il convient, lors du calcul des parités moyennes par groupe d'âge, d'appliquer la correction d'El-Badry pour tenir compte des cas de non-réponse, qui est décrite à l'annexe II. Voir à la sous-section A.2 l'exposé sur la question des femmes dont la parité n'est pas déclarée.

2. Estimation de la fécondité par l'augmentation des parités de cohorte entre deux enquêtes

a) *Données requises*

Ce sont :

a) Les enfants nés vivants, classés par groupe quinquennal d'âge de la mère, à deux dates distantes d'environ 5 ou 10 ans;

b) Le nombre de femmes âgées de 15 à 49 ans, classées par groupe quinquennal d'âge, aux mêmes dates.

b) *Procédé de calcul*

Le procédé diffère légèrement selon que la période est de 5 ou 10 ans. La différence ne concerne que l'opération 2, qui donne les parités moyennes de la cohorte hypothétique. Donc, on fera l'opération 2 A ou 2 B, selon que l'intervalle est de 5 ou 10 ans.

Opération 1 : calcul des parités moyennes pour les deux enquêtes. Appelons $P(i, 1)$ et $P(i, 2)$ les parités moyennes indiquées respectivement par la première et la deuxième enquête, avec $i=1$ pour le groupe d'âge de 15 à 19 ans, $i=2$ pour celui de 20 à 24 ans, etc. Dans les deux cas, on calcule ces parités en divisant le nombre déclaré d'enfants nés vivants des femmes du groupe d'âge i par le nombre total de ces femmes. Voir toutefois l'exposé de la section A.2 sur les femmes dont la parité n'est pas déclarée et l'application possible de la correction d'El-Badry (annexe II).

Opération 2 A : calcul des parités moyennes pour une cohorte hypothétique (enquêtes espacées de cinq ans). De la cohorte i lors de la première enquête, les survivantes appartiennent au groupe d'âge $i+1$ lors de la deuxième; et l'accroissement de parité de la cohorte, $\Delta P(i+1)$, est égal à sa parité moyenne lors de la deuxième enquête moins celle de la première enquête. Il vient :

$$\Delta P(i+1)=P(i+1, 2)-P(i, 1). \qquad \text{(C.1)}$$

Ces accroissements se calculent pour des valeurs de i allant de 1 à 6. La valeur de $\Delta P(1)$, correspondant à $i=0$, peut aussi se calculer à partir de l'équation (C.1); $P(0, 1)$, parité moyenne des femmes âgées de 10 à 14 ans lors de la première enquête, est alors supposé nul : ce qui équivaut évidemment à faire $\Delta P(1)$ égal à $P(1, 2)$.

Les accroissements étant ainsi connus, leurs additions successives donnent les parités moyennes pour la cohorte hypothétique. Ainsi, d'après la fécondité intercensitaire, la parité des femmes du groupe d'âge 1, soit $P(1, s)$, est égale à $\Delta P(1)$ ou encore à $P(1, 2)$; la parité des femmes du groupe d'âge 2 est égale à la parité intercensitaire du groupe d'âge 1 plus l'accroissement constaté pour le groupe d'âge 2 lors de la deuxième enquête; cet accroissement s'écrit $\Delta P(2)$, et il vient :

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

En généralisant, on peut écrire :

$$P(i, s)=\sum_{j=1}^{i} \Delta P(j). \qquad \text{(C.2)}$$

Opération 2 B : calcul des parités moyennes pour une cohorte hypothétique (enquêtes espacées de 10 ans). De la cohorte appartenant au groupe d'âge i lors de la première enquête, les survivantes appartiendront au groupe $i+2$ lors de la deuxième; et on obtient les parités pour la cohorte hypothétique en additionnant les deux séries parallèles d'accroissements de parité par cohorte. Ces accroissements s'obtiennent en soustrayant, de la parité moyenne des femmes du groupe d'âge $i+2$ lors de la deuxième enquête, la parité moyenne des femmes du groupe d'âge i lors de la première. Il vient :

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

$$\text{pour } i=1, \ldots, 5. \qquad \text{(C.3)}$$

$\Delta P(1)$ et $\Delta P(2)$ sont réputés égaux à $P(1, 2)$ et $P(2, 2)$, respectivement, ce qui fausse légèrement les calculs quand la fécondité varie très vite. Les parités de la cohorte hypothétique pour les groupes d'âge pairs s'obtiennent en additionnant les accroissements pour ces groupes et les parités pour les groupes d'âge impairs en additionnant les accroissements pour ces groupes. Il vient successivement :

Groupes pairs $P(2, s)=\Delta P(2)$ (C.4)

$$P(4, s)=\Delta P(2)+\Delta P(4) \qquad \text{(C.5)}$$

$$P(6, s)=\Delta P(2)+\Delta P(4)+\Delta P(6) \qquad \text{(C.6)}$$

Groupes impairs $P(1, s) = \Delta P(1)$ (C.7)

$$P(3, s) = \Delta P(1) + \Delta P(3) \quad \text{(C.8)}$$

$$P(5, s) = \Delta P(1) + \Delta P(3) + \Delta P(5) \quad \text{(C.9)}$$

$$P(7, s) = \Delta P(1) + \Delta P(3) + \Delta P(5) + \Delta P(7) \quad \text{(C.10)}$$

où $P(i, s)$ désigne la parité moyenne hypothétique pour le groupe d'âge i.

Opération 3 : interpolation des parités de cohorte hypothétique pour estimer la fécondité cumulée. Les parités moyennes qu'on vient de calculer servent à estimer la fécondité cumulée jusqu'aux âges utiles. Le procédé rappelle celui qui a servi, à la section B.2, *c*, à estimer les parités moyennes à partir de la fécondité cumulée observée. On peut même dire qu'il en est l'inverse, puisqu'il s'agit maintenant de passer des parités moyennes à la fécondité cumulée, alors que la méthode du quotient *P/F* estime les parités moyennes à partir de la fécondité cumulée.

L'un des procédés d'interpolation exposés à la section B.2, *c*, consistait à ajuster un polynôme du second ordre à des tronçons de la courbe de fécondité cumulée et à calculer les parités moyennes en intégrant ce polynôme sur les âges souhaités. Par là, on peut obtenir les parités moyennes en intégrant les polynômes dont les coefficients définissent la forme de la courbe, ce qui fournit un moyen d'estimer la valeur de cette courbe à tout âge situé dans l'intervalle. Suivant ce principe, on obtient une expression permettant d'estimer la fécondité cumulée à partir des parités observées, en ajustant un polynôme du troisième ordre à des parités moyennes successives. L'expression s'écrit :

$$\phi(i, s) = 0.9283P(i, s) + 0.4547P(i+1, s) - 0.0585P(i+2, s) - 0.3245\phi(i-1, s)$$

$$\text{pour } i = 1, \ldots, 5 \quad \text{(C.11)}$$

où $\phi(i, s)$ désigne la fécondité cumulée jusqu'à la limite supérieure du groupe d'âge i.

En testant les résultats par les courbes types de Coale-Trussell, on a constaté que l'équation (C.11) ne s'ajustait pas bien à l'extrémité supérieure de la période féconde. Une correction empirique a donc été apportée à l'estimation de $\phi(6, s)$, donnant l'équation suivante :

$$\phi(6, s) = 0.0209P(4, s) - 0.5574P(5, s) + 1.0478P(6, s) + 0.2869P(7, s) + 0.2018\phi(4, s). \quad \text{(C.12)}$$

Malheureusement, on n'a trouvé aucune correction satisfaisante pour estimer $\phi(7, s)$ par ajustements de polynômes. Les taux de fécondité étant d'ordinaire très faibles à partir de 45 ans, il est recommandé d'estimer directement ce paramètre $\phi(7, s)$ à partir de la valeur observée de $P(7, s)$, par l'équation suivante :

$$\phi(7, s) = 1.007P(7, s). \quad \text{(C.13)}$$

Opération 4 : calcul des taux intercensitaires de fécondité par âge. Ces taux $f(i, s)$ se calculent en soustrayant la fécondité cumulée jusqu'à la limite inférieure du groupe d'âge i de cette fécondité jusqu'à sa limite supérieure et en divisant la différence par 5. Il vient :

$$f(i, s) = (\phi(i, s) - \phi(i-1, s))/5. \quad \text{(C.14)}$$

On notera que la fécondité cumulée jusqu'à 15 ans, désignée par $\phi(0, s)$, est généralement réputée nulle.

Opération 5 : calcul de la fécondité totale et du taux de natalité. La fécondité totale estimée pour la période intercensitaire est égale à $\phi(7, s)$. Pour obtenir une estimation du taux de natalité, il faut connaître la population féminine au milieu de la période, classée par groupe quinquennal d'âge, ainsi que la population totale. Les deux s'obtiennent, si des recensements ont eu lieu au début et à la fin de la période, en faisant leur moyenne. Dès lors, les naissances survenues au milieu de la période se calculent en multipliant la population féminine à cette date par les taux intercensitaires de fécondité par âge et en faisant la somme des produits pour tous les groupes d'âge. Le taux de natalité s'obtient ensuite en divisant le nombre total des naissances par la population au milieu de la période. Toutefois, faute de recensements convenablement espacés, on ne peut pas toujours calculer la population au milieu de la période. Alors, on obtient des estimations du taux de natalité pour la première et la seconde enquête en utilisant les taux intercensitaires de fécondité par âge donnés par l'opération 4, dont la moyenne peut servir d'estimation du taux de natalité intercensitaire.

c) *Exemples détaillés*

En Thaïlande, les recensements de 1960 et 1970 ainsi qu'une vaste enquête par sondage de 1975 fournissent des renseignements sur les enfants nés vivants classés par âge de la mère. Entre 1960 et 1970, d'une part, et 1970 et 1975, d'autre part, on peut appliquer respectivement les procédés correspondant à un intervalle de 10 et 5 ans. Le tableau 32 fournit les données.

Considérons d'abord les calculs relatifs à un intervalle de 10 ans, pour suivre la chronologie.

Opération 1 : calcul de parités moyennes pour les deux enquêtes. Ces parités s'obtiennent en divisant le nombre des enfants nés vivants, classés par groupe d'âge de la mère [colonnes (4) et (6) du tableau 32 pour 1960 et 1970 respectivement] par le nombre total des femmes de chaque groupe d'âge [de même, colonnes (3) et (5)]. Le tableau 33 présente les résultats. Par exemple, la parité moyenne des femmes âgées de 25 à 29 ans en 1960 est de :

$$P(3, 1) = 2\,402\,581 / 1\,046\,464$$

$$= 2.2959.$$

Tableau 32

POPULATION FÉMININE ET ENFANTS NÉS VIVANTS PAR GROUPE D'ÂGE, THAÏLANDE, 1960, 1970 ET 1975

Groupe d'âge (1)	Indice i (2)	1960 Population féminine (3)	1960 Enfants nés vivants (4)	1970 Population féminine (5)	1970 Enfants nés vivants (6)	1975 Population féminine (7)	1975 Enfants nés vivants (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

Opération 2 B : calcul des parités moyennes pour une cohorte hypothétique (enquêtes espacées de dix ans). Avec l'équation (C.3), on calcule les accroissements de parité en soustrayant, de chaque parité enregistrée en 1970, la parité de la même cohorte 10 ans plus tôt. Ainsi, pour le groupe âgé de 30 à 34 ans en 1970, il vient :

$$\Delta P(4) = P(4, 2) - P(2, 1)$$
$$= 3.8186 - 0.8621$$
$$= 2.9565.$$

Le tableau 33, colonne (5), donne les valeurs de $\Delta P(i)$ pour tous les groupes d'âge. On notera que, pour les groupes 1 et 2, on prend pour accroissement de parité les parités observées pour ces groupes au second recensement.

Les accroissements étant ainsi calculés, leur somme donne les parités moyennes pour les cohortes hypothétiques, selon les équations (C.4) à (C.10). La somme des accroissements pour les groupes d'âge pairs donne les parités moyennes pour ces groupes : ainsi, selon l'équation (C.5) :

$$P(4, s) = \Delta P(2) + \Delta P(4)$$
$$= 0.9940 + 2.9565$$
$$= 3.9505.$$

La somme des accroissements pour les groupes d'âge impairs donne les parités moyennes pour ces groupes : ainsi, selon l'équation (C.9) :

$$P(5, s) = \Delta P(1) + \Delta P(3) + \Delta P(5)$$
$$= 0.1309 + 2.3373 + 2.7860$$
$$= 5.2542.$$

Le tableau 33, colonne (6), donne les parités moyennes pour la cohorte hypothétique lors de la période 1960-1970.

Opération 3 : interpolation des parités de cohorte hypothétique pour estimer la fécondité cumulée. Avec les équations (C.11) à (C.13), on estime la fécondité cumulée à partir des parités moyennes qu'on vient d'obtenir. On suppose $\phi(0, s) = 0$, de sorte qu'il vient, pour $i = 1$:

$$\phi(1, s) = 0.9283(0.1309) + 0.4547(0.9940) -$$
$$0.0585(2.4682) = 0.4291.$$

Pour les autres valeurs de i, on porte dans l'équation (C.11) les valeurs estimées de ϕ. Il vient :

$$\phi(3, s) = 0.9283(2.4682) + 0.4547(3.9505) -$$
$$0.0585(5.2542) - 0.3245(1.6747) = 3.2367.$$

Tableau 33

PARITÉS MOYENNES POUR 1960 ET 1970, ACCROISSEMENTS DE PARITÉ PAR COHORTE ET PARITÉS MOYENNES POUR LA COHORTE HYPOTHÉTIQUE INTERCENSITAIRE, THAÏLANDE

Groupe d'âge (1)	Indice i (2)	Parité moyenne 1960 (3)	Parité moyenne 1970 (4)	Accroissement de parité par cohorte (5)	Parité de la cohorte hypothétique (6)
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

Pour $i = 6$, on prend l'équation (C.12) :

$$\phi(6, s) = 0.0209(3.9505) - 0.5574(5.2542) + 1.0478(6.0890) + 0.2869(6.3903) + 0.2018(4.6498) = 6.3056.$$

Enfin, pour $i = 7$:

$$\phi(7, s) = 1.007(6.3903) = 6.4350$$

Le tableau 34, colonne (4), donne toutes les valeurs de $\phi(i, s)$.

Opération 4 : calcul des taux intercensitaires de fécondité par âge. Avec l'équation (C.14), on tire ces taux de fécondité cumulée $\phi(i, s)$, en faisant la différence entre leurs valeurs successives et en la divisant par 5 pour obtenir le taux annuel. $\phi(1, s)$ désigne la fécondité cumulée à l'âge de 20 ans, soit

$$f(1, s) = \phi(1, s)/5,$$

mais ensuite,

$$f(i, s) = (\phi(i, s) - \phi(i-1, s))/5.$$

Soit deux exemples :

$$f(1, s) = 0.4291/5 = 0.0858$$

et

$$f(6, s) = (\phi(6, s) - \phi(5, s))/5 = (6.3056 - 5.7635)/5 = 0.1084.$$

Le tableau 34, colonne (5), donne la série complète des valeurs de $f(i, s)$.

Opération 5 : calcul de la fécondité totale et du taux de natalité. On connaît la fécondité totale pour la période intercensitaire, puisqu'elle est égale à $\phi(7, s)$, soit, ici, 6,44. Pour estimer le taux de natalité : on estime la population féminine de chaque groupe d'âge au milieu de la période en additionnant celles de 1960 et 1970 et en divisant par 2; on estime le nombre moyen de naissances annuelles en multipliant la population féminine par le taux de fécondité par âge donné au tableau 34; on additionne les naissances pour tous les groupes d'âge des femmes; et on divise le total par la moyenne des populations de 1960 et de 1970. Le procédé est rendu possible par le fait que les données proviennent de recensements. Par exemple, la population féminine moyenne pour le groupe âgé de 25 à 29 ans, soit $N(3, s)$ est de :

$$N(3, s) = (N(3, 1) + N(3, 2))/2.0 = (1\,046\,464 + 1\,143\,377)/2.0 = 1\,094\,921.$$

Le nombre annuel de naissances dans ce groupe d'âge s'obtient en multipliant par la valeur estimée de $f(3, s)$. Ainsi, si, pour le groupe d'âge i, on le désigne par $B(i, s)$, il vient :

$$B(3, s) = N(3, s) f(3, s) = (1\,094\,921)(0.3124) = 342\,053.$$

En recommençant pour les autres valeurs de i et en faisant l'addition, on obtient 1 355 416 naissances. Avec une population totale de 26 257 916 et 34 397 374 habitants en 1960 et 1970 respectivement, la moyenne au milieu de la période s'établit à 30 327 645, et le taux de natalité b est de :

$$b = 1\,355\,416/30\,327\,645 = 0.0447.$$

Au sujet des résultats obtenus, on peut noter que les parités moyennes pour la cohorte hypothétique dépassent toutes les valeurs observées, confirmation du fait qu'elles sont très sensibles aux variations du niveau de fécondité. Toutefois, elles sont aussi très faillibles, surtout quand des erreurs entachent l'un des ensembles d'observation plutôt que l'autre. Pourtant, si on compare les taux de fécondité par âge tirés des parités de cohortes hypothétiques avec les taux tirés des naissances enregistrées en Thaïlande pendant

Tableau 34

PARITÉS MOYENNES POUR LA COHORTE HYPOTHÉTIQUE, FÉCONDITÉ CUMULÉE ET TAUX DE FÉCONDITÉ PAR ÂGE, THAÏLANDE, 1960-1970

Groupe d'âge (1)	*Indice* i (2)	*Parité de la cohorte hypothétique* $P(i, s)$ (3)	*Fécondité cumulée* $\phi(i, s)$ (4)	*Taux intercensitaire de fécondité par âge* $f(i, s)$ (5)	*Taux de fécondité par âge d'après les naissances enregistrées* (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

la période intercensitaire et corrigés comme il est dit à la sous-section B.4, *d* [les chiffres du tableau 34, colonne (6) sont repris du tableau 19], l'analogie rassure, malgré des différences assez marquées pour les deux premiers et le dernier groupes d'âge.

En général, quand on dispose des données supplémentaires requises, on préférera le procédé exposé à la sous-section B.4, *c*, pour comparer les taux intercensitaires de fécondité cumulée avec les parités moyennes de cohortes hypothétiques, car il est moins sensible à l'omission d'enfants nés vivants dans les déclarations de femmes âgées.

Vient maintenant le cas de l'intervalle de cinq ans. Les opérations 1, 3 et 4 étant identiques, on n'en donne que les résultats. L'opération 2 A, différente, est décrite en détail.

Opération 1 : calcul des parités moyennes pour les deux enquêtes. Les colonnes (3) et (4) du tableau 35 donnent ces parités pour 1970 et 1975 respectivement.

Opération 2 A : calcul des parités moyennes pour une cohorte hypothétique (enquêtes espacées de 5 ans). Selon l'équation (C.1), les accroissements de parité se calculent en soustrayant de chaque parité enregistrée en 1975 la parité de la même cohorte 5 ans plus tôt. Ainsi, pour le groupe âgé de 30 à 34 ans en 1975,

$$\Delta P(4) = P(4, 2) - P(3, 1) = 3.4851 - 2.4090 = 1.0761.$$

Le tableau 35, colonne (5), donne toutes les valeurs de $\Delta P(i)$. On notera que $\Delta P(1)$ est égal à $P(1, 2)$.

Les parités moyennes pour les cohortes hypothétiques s'obtiennent en additionnant les accroissements successifs. Selon l'équation (C.2) :

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

Ainsi $P(4, s)$ s'obtient en additionnant les valeurs de $\Delta P(i)$ de 1 à 4 :

$$\begin{aligned} P(4, s) &= \Delta P(1) + \Delta P(2) + \Delta P(3) + \Delta P(4) \\ &= 0.1274 + 0.7530 + 1.1322 + 1.0761 \\ &= 3.0887. \end{aligned}$$

Les autres valeurs s'obtiennent de même, et leur jeu complet figure à la colonne (6) du tableau 35. On notera que, pour un intervalle quinquennal, il n'y a qu'une chaîne d'additions.

Opération 3 : interpolation des parités de cohortes hypothétiques pour estimer la fécondité cumulée. Comme précédemment, on se sert des équations (C.11) à (C.13). Pour $i = 1$, on suppose $\phi(0, s)$ égal à zéro. Dans les autres cas, les équations s'appliquent directement. La colonne (4) du tableau 36 donne le jeu complet des estimations.

Opération 4 : calcul de taux intercensitaires de fécondité par âge. Ces taux s'obtiennent en soustrayant la fécondité cumulée jusqu'à la limite inférieure de chaque groupe d'âge de la fécondité cumulée jusqu'à sa limite supérieure et en divisant le résultat par 5, selon l'équation (C.14). Par exemple :

$$\begin{aligned} f(2, s) &= (\phi(2, s) - \phi(1, s))/5 \\ &= (1.4217 - 0.4008)/5 \\ &= 0.2042. \end{aligned}$$

La colonne (5) du tableau 36 donne la série complète des taux.

Opération 5 : calcul de la fécondité globale et du taux de natalité. La fécondité globale est égale à la valeur de $\phi(7, s)$, soit 4,97. Il est plus difficile ici d'estimer le taux de natalité, car la population de 1975 correspond à une enquête par sondage, et on ne peut estimer la population au milieu de la période en faisant la moyenne de celles de 1970 et 1975. Toutefois, on obtient une estimation approximative en calculant pour 1970 et 1975 les taux de natalité qu'impliquent les taux de fécondité intercensitaire et en faisant leur moyenne. Les naissances de 1970 (c'est-à-dire non pas une estimation de leur nombre exact, mais bien du nombre qui aurait dû se produire selon la courbe de fécondité intercensitaire) s'obtiennent en additionnant les produits de la population féminine dénombrée [colonne (5) du tableau 32] par les taux de fécondité par âge [colonne (5) du tableau 36]. Diviser cette somme par la population de 1970 donne le taux de natalité. Cette population est de 34 397 374 habitants, pour 1 141 687 naissances : le taux de natalité est donc 0,0332. Les naissances pour 1975 s'estiment en additionnant les produits de la popula-

Tableau 35

PARITÉS MOYENNES POUR 1970 ET 1975, ACCROISSEMENTS DE PARITÉ PAR COHORTE ET PARITÉS MOYENNES D'UNE COHORTE HYPOTHÉTIQUE, THAÏLANDE

Groupe d'âge (1)	*Indice i* (2)	*Parité moyenne* 1970 (3)	*Parité moyenne* 1975 (4)	*Accroissement de parité par cohorte* (5)	*Parité d'une cohorte hypothétique* (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

Tableau 36

PARITÉS MOYENNES DE COHORTES HYPOTHÉTIQUES, FÉCONDITÉ CUMULÉE ET TAUX DE FÉCONDITÉ PAR ÂGE, THAÏLANDE, 1970-1975

Groupe d'âge (1)	*Indice i (2)*	*Parité de cohorte hypothétique P (i, s) (3)*	*Fécondité intercensitaire cumulée ϕ(i, s) (4)*	*Taux de fécondité par âge 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

tion féminine sondée en 1975 [colonne (7) du tableau 32] par les taux estimatifs de fécondité [colonne (5) du tableau 36], ce qui donne 7 959. Le sondage ayant porté sur 230 060 personnes, le taux de natalité est de 0,0346. On obtient une estimation du taux intercensitaire en faisant la moyenne de ces deux taux, ce qui donne 0,0339.

Pour conclure, on mentionnera que, entre 1960 et 1970, chaque parité moyenne pour la cohorte hypothétique dépasse celles enregistrées au début et à la fin, tandis qu'entre 1970 et 1975, elle reste en dessous. La pertinence de cette méthode pour les situations où la fécondité varie est ainsi clairement démontrée : on se souviendra toutefois que les résultats seront gravement faussés si des mères oublient de signaler certains de leurs enfants nés vivants ou si l'ampleur de l'omission varie d'une enquête à l'autre.

D. — Estimation de la fécondité à partir de renseignements sur les enfants nés vivants classés par durée du mariage

1. BASE ET PRINCIPE DES MÉTHODES

La plupart des méthodes proposées pour estimer les courbes de fécondité à partir de données sur les enfants nés vivants ne résistent pas à d'importantes erreurs de déclaration quant à l'âge. Si, dans une population donnée, les erreurs sont moindres dans la durée déclarée des mariages, une méthode qui estime les courbes de fécondité à partir de données sur les enfants nés vivants classés par durée du mariage peut donner de meilleures estimations. Autre avantage, ces courbes par durée du mariage sont plus uniformes que celles par âge : la méthode en supporte mieux les récents changements dans l'âge lors des mariages.

Coale, Hill et Trussell[10] ont proposé une telle méthode, appelée ici méthode du quotient P/P^*. Son application se borne toutefois aux populations où il n'y a et n'y a eu guère de limitation volontaire de la fécondité et où les naissances hors mariage sont en faible proportion. En revanche, elle n'exige pas que les mariages se fassent à peu près aux mêmes âges.

Le principe s'énonce simplement. La répartition par âge de la fécondité naturelle, c'est-à-dire de la fécondité matrimoniale en l'absence de limitation volontaire[11], ne change guère d'une population à l'autre, bien que leurs niveaux de fécondité diffèrent. De plus, la fécondité naturelle ne varie guère du début de la période de pleine procréation (vers 20 ans) jusqu'au début de la trentaine, où s'amorce un déclin marqué. Donc, les populations qui se marient tôt et qui ne limitent pas délibérément les naissances présentent des courbes de fécondité par durée du mariage de forme analogue, quoique de niveau peut-être différent. Donc, sauf un facteur d'échelle, la série des parités moyennes par durée du mariage dans différentes populations dont la fécondité reste naturelle devrait se ressembler. On devrait donc pouvoir comparer cette série (pour les mariages ayant duré moins de 5 ans, de 5 à 9 ans et de 10 à 14 ans) avec une norme correspondant à la courbe de fécondité naturelle et, par là, déterminer le niveau de cette fécondité. On estimerait alors la fécondité matrimoniale en multipliant la fécondité naturelle type par l'effectif de la population; et on estimerait la courbe de fécondité globale en multipliant par cette fécondité matrimoniale la proportion des gens mariés dans chaque groupe d'âge. En pratique, pour choisir une courbe type de fécondité naturelle, on tient compte de la répartition de la population par âge au moment du mariage et de l'effet qu'exerce cette répartition par l'intermédiaire de variations faibles et connues de la fécondité naturelle avec l'âge.

Un problème se pose : quelles femmes retenir ? La courbe type de parité moyenne par durée du mariage $P^*(i)$ ne concerne que celles qui en sont à leur première union. Donc, pour estimer le degré de fécondité naturelle effective, on ne retient que les déclarations de ces femmes-là. Certes, l'estimation de fécondité ainsi obtenue ne se rapporte pas à toutes les femmes mariées. En outre, la présentation des données sur la fécondité ne sépare pas d'ordinaire les femmes qui en sont à leur premier mariage. Il est donc souvent nécessaire d'utiliser d'autres données : Les parités moyennes pour les femmes présentement mariées classées d'après le temps écoulé depuis leur premier mariage, qu'elles aient été mariées une ou plusieurs fois. Ces données permettent d'estimer le niveau de fécondité naturelle effective pour toutes les femmes présentement mariées, mais l'effet des "temps morts" entre les unions influe sur les quotients des parités moyennes observées par groupe de durée $P(i)$ par les parités correspondantes tirées de la norme $P^*(i)$. Dans ces quotients, $R(i)$, i indique le groupe par durée du mariage, avec 1 pour 0 à 4 ans, 2 pour 5 à 9 ans, etc. Le "temps mort" augmente avec cette durée, car la probabilité que le mariage soit dissous, par décès ou autrement, augmente avec le temps écoulé depuis la première union, tandis que la rapidité du remariage peut diminuer. Si les mariages sont assez stables, cet effet, c'est-à-dire la tendance des quotients $R(i)$ à décliner avec i, sera faible; et si on dispose de données pour toutes les femmes présentement mariées, leur emploi sera probablement le meilleur choix. La troisième possibilité consiste à utiliser les parités moyennes des non-célibataires. En ce cas, le problème du "temps mort" entre ou après les unions s'aggrave, et la tendance des quotients $R(i)$ à décliner avec i s'accuse.

[10] Ansley J. Coale, Allan G. Hill et T. James Trussell, "A new method of estimating standard fertility measures from incomplete data", *Population Index*, vol. 41, n° 2 (avril 1975), p. 182 à 212.

[11] Louis Henry, "Some data on natural fertility", *Eugenics Quarterly*, vol. XIII, n° 2 (juin 1961), p. 81 à 91.

Utiliser un niveau (ou facteur de correction) de la fécondité naturelle des trois premiers groupes de durée pour estimer la fécondité des non-célibataires dans tous les groupes d'âge surestime la fécondité des groupes âgés, où la proportion des femmes présentement mariées est moindre. On ne devrait pas y recourir, sauf si les données ne sont présentées que pour les femmes non célibataires. Dans ce cas, même si les renseignements sur la parité ne concernent que ces non-célibataires, les données sur l'état matrimonial peuvent indiquer les femmes présentement mariées classées par groupe quinquennal d'âge. Les distorsions prévues dans les estimations finales des taux de fécondité par âge peuvent se minimiser en choisissant un facteur de correction pour la fécondité naturelle d'après les trois premiers groupes de durée et en pondérant par les proportions observées des femmes présentement mariées la fécondité ainsi corrigée.

Comme avec la méthode qui se sert de données sur les enfants nés vivants classés par âge, les différents facteurs de correction obtenus en évaluant le quotient des parités observées par les parités escomptées correspondant à un groupe de durée déterminée seront approximativement égaux pour les divers groupes. S'ils diffèrent, c'est que les hypothèses ne sont pas vérifiées (par exemple, la population ne présente pas une fécondité naturelle) ou que les données sont faussées par de fortes erreurs de déclaration.

La méthode *P/P** n'étant applicable qu'aux populations où il n'y a guère de limitation volontaire des naissances ni de procréation hors mariage, elle ne doit pas servir (du moins sans fortes corrections) pour les parties de l'Afrique et de l'Amérique latine où prévalent plusieurs modes de cohabitation autres que le mariage reconnu et où les naissances sont dans une notable proportion illégitimes.

De plus, la méthode n'est pas applicable sans modification aux populations, comme celle de l'Inde, où maints mariages ont lieu avant la puberté et où aucune relation étroite n'unit l'âge lors du mariage à celui où commence le risque de procréation. Dans certaines populations musulmanes où la méthode pourrait s'appliquer, du fait de leur fécondité naturelle et de la rareté des naissances illégitimes, le mariage, pour beaucoup, précède la cohabitation. Donc, les parités moyennes observées par durée du mariage sont moindres qu'on ne s'y attendrait, surtout durant le premier intervalle quinquennal, où la proportion des femmes sans enfants dépasse ce qu'on attendrait d'une population qui ne pratique pas la contraception. Coale, Hill et Trussell[12] ont décrit une façon de corriger les estimations de fécondité pour tenir compte des effets du délai entre mariage et cohabitation.

Problème inverse, dans les pays où les unions consensuelles sont en notable proportion, la durée déclarée du mariage peut être celle de l'union présente ou le temps écoulé depuis le début de la première union stable, et non depuis la première union. En pareil cas, la parité moyenne pour chaque groupe de durée, le premier notamment, sera trop forte. Coale, Hill et Trussell[13] ont aussi décrit un procédé permettant d'estimer l'ampleur moyenne de toute non-correspondance entre durée déclarée du mariage et durée apparente de la cohabitation, d'après la proportion des femmes ayant au moins un enfant dans les groupes de durée 1 et 2.

Le présent *Manuel* n'expose aucun des procédés de correction applicables aux données avant l'emploi de la méthode *P/P**. Raison principale, la plupart des populations d'aujourd'hui s'écartent de la fécondité naturelle en mariage, et on connaît mal l'allure de leur fécondité matrimoniale effective.

Si on peut estimer cette allure d'après les naissances survenant une certaine année, classées d'après la durée du mariage de la mère, une autre méthode, analogue à celle présentée à la sous-section B.2, peut servir à comparer les taux de fécondité par période avec les parités moyennes déclarées et à corriger ces taux par ces parités. Là encore, les taux de fécondité cumulée par période se rapportent à l'année finale de chaque groupe de durée et ne seront donc pas strictement comparables aux parités moyennes; mais on peut obtenir des équivalents de parité $G(i)$, en interpolant entre fécondités cumulées consécutives. Même, ce procédé d'interpolation sera bien plus satisfaisant que dans le cas des données classées par âge, car la courbe de fécondité cumulée par durée sera probablement plus régulière que celle par âge. De plus, la méthode subit moins les effets de la variation de l'âge lors du mariage et n'exige pas que la fécondité matrimoniale suive la fécondité naturelle. On l'appelle méthode du quotient *P/G*.

Pourtant, elle n'est pas exempte des effets des erreurs qui entachent fréquemment les données. Deux de ces erreurs sont courantes :

a) Des femmes sans enfants sont enregistrées à tort parmi celles de parité non déclarée. L'erreur se reconnaît au brusque déclin de la proportion des femmes de parité inconnue quand augmente l'âge ou la durée du mariage, parallèlement au déclin effectif de la proportion des femmes sans enfants. Si les calculs omettent les "parités inconnues", le résultat surestime la parité moyenne, surtout pour une durée de 0 à 4 ans, et il la sous-estime si on attribue à toutes ces femmes une parité nulle. El-Badry[14] a proposé une méthode de correction, exposée à l'annexe II.

b) Fausse déclaration du temps écoulé depuis la première union (durée du mariage). Cette erreur déforme les valeurs de la parité moyenne dans deux intervalles de durée (l'intervalle réel et celui où la femme est rangée à tort), car le passage des femmes d'un intervalle à l'autre se fait d'ordinaire de façon sélective quant à leur parité. Par exemple, les femmes qui indiquent pour durée de leur premier mariage 5 à 9 ans au lieu de 0 à 4 ans, se situent très probablement près de la limite supérieure de l'intervalle inférieur et sont généralement de parité supérieure à la moyenne de leur intervalle réel, mais de parité inférieure à la moyenne de l'intervalle où elles sont inscrites. Leur passage à l'intervalle supérieur, par exagération de la

[12] A. J. Coale, A. G. Hill et T. J. Trussell, *loc. cit.*

[13] *Ibid.*

[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 (décembre 1961), p. 909 à 924.

durée, réduit donc systématiquement la parité moyenne enregistrée pour les deux groupes. De même, leur passage à l'intervalle inférieur accroît cette parité; et le mélange des deux types de passage tendra à réduire l'écart des parités moyennes entre les deux groupes.

Les erreurs dans la durée déclarée du mariage sont analogues aux erreurs sur la période de référence pour les événements survenus au cours d'un intervalle déterminé comme l'année précédente, et aux fausses déclarations quant à l'âge ou à la date de naissance d'un enfant. L'ampleur et le sens de la distorsion dépendent probablement du libellé de la question sur la durée, de même que de l'instruction de l'enquêteur et de l'enquêtée et aussi du contexte culturel. On ignore la meilleure façon de collecter les données sur la durée — une question sur l'âge au premier mariage, sur sa date ou sur le temps écoulé depuis —, mais la seconde semble la moins exposée aux erreurs provenant de chiffres arrondis.

Enfin, si les données sur la fécondité et la parité courantes proviennent de différentes sources, il importe de vérifier que la durée du mariage est mesurée de la même façon dans les deux. Si, par exemple, la première enregistre la durée du mariage en cours et la seconde le temps écoulé depuis le premier mariage, les données sont incompatibles et ne devraient pas servir pour la méthode *P/G*.

2. Estimation du niveau de fécondité naturelle d'après la parité déclarée par durée du mariage

a) *Données requises*

Ce sont :

a) La valeur de a_0, âge le plus précoce où se célèbrent un nombre notable de mariages;

b) La population féminine classée par groupe quinquennal d'âge et son état matrimonial (célibataire, mariée, veuve ou divorcée);

c) Le nombre d'enfants nés vivants classés par durée du premier mariage et état matrimonial de leurs mères;

d) La population totale.

b) *Procédé de calcul*

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul des parités moyennes déclarées par durée du mariage. Dans le calcul de ces parités, $P(i)$, l'indice i désigne les différents groupes de durée. Ainsi, $i = 1$ indique une durée de 0 à 4 ans; $i = 2$ de 5 à 9 ans; et $i = 3$ de 10 à 14. Ce paramètre $P(i)$ est le quotient du nombre d'enfants nés vivants des femmes présentement mariées dans le groupe i par le nombre de ces femmes. Si on ne connaît pas leur nombre, on peut se servir de celui des non-célibataires. Toutefois, comme on l'a dit plus haut, il en résultera de fâcheuses distorsions (voir sous-section D.1). De plus, si la proportion des femmes présentement mariées (ou non célibataires) de parité non déclarée n'est pas négligeable, la question se pose de savoir comment les traiter. On trouvera des directives à ce sujet à la sous-section A.2 et à l'annexe II (correction d'El-Badry).

Opération 2 : calcul de l'âge moyen des femmes au premier mariage. Cet âge, *SMAM*, se calcule selon l'annexe I, à partir de la proportion des célibataires classées par groupe d'âge.

Opération 3 : calcul des parités moyennes escomptées par durée du mariage. Pour calculer ces parités, $P^*(i)$, il faut estimer l'âge moyen des femmes au premier mariage, qu'on vient d'obtenir, et l'âge le plus précoce où un nombre notable de femmes se marient, appelé a_0. En principe, cet âge n'est pas exactement connu; mais on peut le conjecturer assez bien d'après ce qu'on sait de la population étudiée. Il se situe généralement entre 12 et 15 ans. Donc, si on sait que les mariages sont précoces, on peut le fixer entre 12 et 13. Pour une population où ces mariages sont rares, on prendrait 14 ou même 15.

Les parités recherchées se trouvent au tableau 37, qui donne une valeur arrondie pour a_0, puis estime $P^*(1)$, $P^*(2)$ et $P^*(3)$ par interpolation entre les colonnes, au moyen de la valeur observée de l'âge moyen des femmes au premier mariage.

Opération 4 : choix d'un facteur de correction. Pour choisir ce facteur K, on calcul les valeurs de $R(i)$ en

Tableau 37

PARITÉS ESCOMPTÉES POUR CERTAINES VALEURS DE L'ÂGE LE PLUS PRÉCOCE OÙ UN NOMBRE NOTABLE DE FEMMES SE MARIENT ET DE L'ÂGE MOYEN DES FEMMES AU PREMIER MARIAGE QUAND LA FÉCONDITÉ MATRIMONIALE EFFECTIVE EST CELLE DU TABLEAU 38

Age le plus précoce au mariage a_0 (1)	*Indice i* (2)	*Groupe de durée* (3)	*Parités moyennes P*(i), si l'âge moyen des femmes au premier mariage est de :* 18 (4)	19 (5)	20 (6)	21 (7)	22 (8)	23 (9)	24 (10)	25 (11)	26 (12)	27 (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

faisant le quotient des parités déclarées par les parités escomptées pour chaque groupe de durée i. Il vient :

$$R(i) = P(i)/P^*(i). \qquad \text{(D.1)}$$

Ces valeurs indiquent le niveau des parités moyennes déclarées rapporté à celui des parités escomptées d'après la courbe de fécondité naturelle. On en calcule trois dans chaque cas, une pour chacune des durées considérées. L'idéal serait qu'elles soient toutes trois analogues : on prend alors leur moyenne comme facteur de correction pour tenir compte du niveau de fécondité naturelle dans la population étudiée. Si ces valeurs diffèrent ou tendent nettement à croître ou décroître avec i, la méthode n'est pas applicable dans sa forme la plus simple; et il peut être nécessaire de corriger les données par certains des procédés indiqués à la sous-section D.1.

Opération 5 : calcul d'une courbe corrigée de fécondité matrimoniale par âge. Connaissant le facteur K, on calcule une courbe corrigée de fécondité matrimoniale par âge $g(j)$, pour la population considérée, en multipliant par ce facteur la courbe type du tableau 38.

Tableau 38

TAUX DE FÉCONDITÉ MATRIMONIALE PAR ÂGE, POUR UNE FÉCONDITÉ NATURELLE CONFORME À LA NORME

Groupe d'âge (1)	*Indice i (2)*	*Taux de fécondité matrimoniale v(i) (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
Fécondité matrimoniale globale		11.8540

Opération 6 : calcul d'une courbe corrigée de fécondité par âge. La courbe donnée par l'opération 5 peut se convertir en une courbe corrigée de fécondité par âge $f(j)$, qui se rapporte à toute la population féminine (et non pas seulement aux femmes présentement mariées), si on suppose toutes les naissances légitimes, en multipliant chaque taux de fécondité matrimoniale $g(j)$ par la proportion des femmes présentement mariées dans le groupe d'âge considéré. La somme des taux de fécondité par âge $f(j)$ ainsi obtenue, multipliée par 5, donne une estimation de la fécondité globale.

Opération 7 : calcul du taux corrigé de natalité. Il s'obtient en additionnant les produits de la fécondité matrimoniale par âge donnée par l'opération 5 par le nombre des femmes présentement mariées dans les différents groupes d'âge et en divisant ce total (c'est-à-dire l'estimation du nombre total de naissances) par la population totale.

c) *Exemple détaillé*

Les tableaux 39 et 40 proviennent du recensement de 1976 en Egypte. Dans ce pays, les naissances illégitimes sont très rares et rien ne prouve un déclin de la fécondité en mariage : aussi la méthode exposée ci-dessous peut-elle servir à estimer les taux de fécondité par âge.

Tableau 39

ENFANTS NÉS VIVANTS ET FEMMES NON CÉLIBATAIRES, PAR DURÉE ÉCOULÉE DEPUIS LEUR PREMIER MARIAGE, EGYPTE, 1976

Groupe de durée (1)	*Indice i (2)*	*Femmes non célibataires (3)*	*Enfants nés vivants (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

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul des parités moyennes déclarées par durée du mariage. Ces valeurs $P(i)$ s'obtiennent en divisant chacune des rubriques de la colonne (4) du tableau 39 (nombre d'enfants vivants) par celles de la colonne (3) [nombre de femmes non célibataires dans chaque groupe de durée]. La colonne (3) du tableau 41 donne ces valeurs. Par exemple :

$$P(2) = 2\,615\,104/1\,121\,552 = 2.3317.$$

On notera qu'on se sert ici de données sur les femmes non célibataires, car les données sur les enfants vivants par durée du mariage ne sont pas classées selon l'état matrimonial.

Opération 2 : calcul de l'âge moyen des femmes au premier mariage. Il se calcule par la proportion des célibataires dans chaque groupe d'âge, selon l'annexe I. La colonne (5) du tableau 40 donne cette proportion. Elle se calcule en divisant les chiffres de la colonne (3) par ceux de la colonne (4). Ainsi, pour le groupe âgé de 30 à 34 ans, soit $U(4)$, il vient :

$$U(4) = 76\,995/1\,088\,690 = 0.0707.$$

Par le procédé détaillé à l'annexe I, et avec $RN = U(7)$, on trouve pour âge moyen des femmes au premier mariage, 21,74 ans.

Opération 3 : calcul des parités moyennes escomptées par durée du mariage. On sait qu'en Egypte les femmes ne se marient pas dès la puberté, de sorte qu'on peut prendre 14 ans pour valeur de a_0. Les parités moyennes escomptées $P^*(i)$ s'obtiennent en interpolant entre les valeurs du tableau 37, pour la valeur attribuée à a_0 et l'estimation de l'âge moyen au premier mariage. Le tableau 42 opère cette interpolation. Le procédé est décrit à l'annexe IV. Les valeurs correspondant à $a_0 = 14$ n'étant données que pour des âges moyens exprimés en nombres entiers d'années, ceux qui encadrent la valeur observée indiquent les valeurs de $P^*(i)$ entre lesquelles opérer l'interpolation. Ici, ils sont 21 et 22 ans. Le facteur d'interpolation θ est donc de :

$$\theta = (22 - 21.74)/(22 - 21) = 0.26.$$

Il sert alors à pondérer les parités escomptées adjacentes :

$$P^*(i) = \theta P^*_{21}(i) + (1 - \theta) P^*_{22}(i).$$

Tableau 40

NOMBRE TOTAL DES FEMMES ET DES CÉLIBATAIRES, PAR GROUPE D'ÂGE, EGYPTE, 1976

Groupe d'âge (1)	*Indice i (2)*	*Femmes célibataires (3)*	*Nombre total des femmes (4)*	*Proportion des célibataires (5)*	*Proportion des mariées (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

Tableau 41

PARITÉS MOYENNES DÉCLARÉES ET ESCOMPTÉES, PAR DURÉE DU MARIAGE, EGYPTE, 1976

Groupe de durée (1)	*Indice i (2)*	*Parité moyenne déclarée P(i) (3)*	*Parité moyenne escomptée P*(i) (4)*	*Quotient de la parité déclarée par la parité escomptée 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

La colonne (5) du tableau 42 donne la série finale des valeurs escomptées P*(*i*).

Opération 4 : choix d'un facteur de correction. Ce facteur K se choisit à partir des valeurs de $R(i) = P(i)/P^*(i)$, quotient des parités déclarées par les parités escomptées pour chaque intervalle de durée. La colonne (5) du tableau 41 donne ces valeurs. Elles concordent remarquablement. Leur tendance n'infirme pas l'hypothèse faite plus haut au sujet de l'analogie entre la fécondité matrimoniale effective et la fécondité naturelle en Egypte. Bien qu'il soit récemment établi que, dans les grands centres urbains (Le Caire et Alexandrie), des femmes recourent à la contraception, elles sont trop peu nombreuses et ces pratiques sont trop récentes pour affecter notablement le tableau d'ensemble. En outre, la constance des quotients $R(i)$ observés porte à tenir pour négligeable l'effet d'une cohabitation différée. Toutefois, les distorsions dues à cet effet combinées à une certaine limitation des naissances peuvent aussi expliquer le mouvement des quotients $R(i)$; donc, on ne peut préciser leur importance d'après ces résultats. D'autres renseignements sont nécessaires pour se prononcer sur la fécondité dans l'ensemble du pays. Poursuivant l'exemple donc, on choisit pour facteur de correction K la moyenne des valeurs observées de $R(i)$:

$$K = (0.69+0.70+0.69)/3.0 = 0.69.$$

Opération 5 : calcul de la courbe corrigée de fécondité matrimoniale par âge. Cette courbe, $g(j)$, se calcule en multipliant chaque chiffre de la courbe donnée au tableau 38 par le facteur K qu'on vient d'obtenir. La colonne (3) du tableau 43 donne les résultats. Par exemple :

$$g(5) = (0.69)(0.3226) = 0.2226.$$

Opération 6 : calcul de la courbe corrigée de fécondité par âge. La courbe de fécondité matrimoniale par âge que donne la colonne (3) du tableau 43 peut se convertir en une même courbe pour toutes les femmes, $f(j)$, en multipliant chacun des taux estimatifs de fécondité matrimoniale par la proportion des femmes présentement mariées dans le groupe d'âge correspondant. Cette proportion, donnée à la colonne (6) du tableau 40, provient d'un classement de la population féminine par statut matrimonial et par âge. On se sert ici de la proportion des femmes présentement mariées et non de celle des non-célibataires, pour minimiser les distorsions dues au fait que ces dernières n'ont pas en général été constamment mariées. On obtient ainsi les taux estimatifs de fécondité par âge figurant à la colonne (4) du tableau 43. Exemple :

$$f(3) = (0.3048)(0.8268) = 0.2520.$$

Tableau 42

CALCUL DES PARITÉS MOYENNES ESCOMPTÉES PAR DURÉE DU MARIAGE, EGYPTE, 1976

Groupe de durée	*Indice i (2)*	*Parité moyenne escomptée P*(i) pour*		
		Un premier mariage à l'âge moyen de 21 ans (3)	*Un premier mariage à l'âge moyen de 22 ans (4)*	*Un premier mariage à l'âge moyen de 21,74 ans (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

Tableau 43

FÉCONDITÉ MATRIMONIALE CORRIGÉE ET ESTIMATION DES TAUX DE FÉCONDITÉ PAR ÂGE ET DU NOMBRE DES NAISSANCES, EGYPTE, 1976

Groupe d'âge (1)	*Indice i (2)*	*Fécondité matrimoniale corrigée (3)*	*Estimation de la fécondité par âge (4)*	*Estimation du nombre des naissances (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

Leur somme, quintuplée, donne la fécondité totale :

$$TF = 5.0(1.0320) = 5.16.$$

Opération 7 : calcul du taux de natalité corrigé. Le nombre de naissances escomptées, si les femmes présentement mariées dans chaque groupe d'âge présentaient les taux de fécondité matrimoniale $g(j)$ donnés au tableau 43 et en l'absence de naissances illégitimes, s'obtient : soit en multipliant ces taux par le nombre des femmes présentement mariées; soit en multipliant les taux de fécondité par âge $f(j)$ obtenus à l'opération précédente par le nombre total des femmes dans chaque groupe d'âge. La colonne (5) du tableau 44 donne les résultats. Par exemple :

$$B(5) = (0.1949)(1\,027\,457) = 200\,251.$$

En additionnant le nombre estimatif des naissances pour tous les âges et en divisant le résultat par la population totale (ici, 36 626 204 personnes), on obtient une estimation du taux de natalité :

$$b = 1\,285\,995/36\,626\,204 = 0.0351.$$

3. Comparaison des taux de fécondité par durée et période avec les parités moyennes par groupe de durée

a) *Données requises*

Ce sont :

a) Le nombre d'enfants nés vivants, classés d'après le temps écoulé depuis le premier mariage de la mère (groupes quinquennaux);

b) La population féminine non célibataire, classée par groupe quinquennal de durée du mariage (c'est-à-dire d'après le temps écoulé depuis le premier mariage);

c) Les naissances au cours d'une année, classées par durée du premier mariage de la mère (renseignements provenant soit d'une enquête comprenant une question sur les naissances au cours de l'année précédente ou sur la date de la dernière naissance, soit d'un registre d'état civil).

b) *Procédé de calcul*

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul des parités moyennes déclarées par durée du mariage. Ces parités $P(i)$ se calculent en divisant le nombre d'enfants nés vivants déclarés par les femmes du groupe i par le nombre de ces femmes. Il importe de choisir toujours l'état matrimonial approprié : par exemple, pour les enfants nés vivants déclarés par des mères non célibataires, diviser par le nombre de celles-ci; pour les enfants nés vivants de mères dont le premier mariage dure encore, diviser par le nombre de ces dernières, et ainsi de suite. De plus, si n'est pas négligeable la proportion des femmes sans parité déclarée dans la catégorie matrimoniale choisie, comment traiter leur cas ? On trouvera des directives à ce sujet à la sous-section A.2 et à l'annexe II sur la correction d'El-Badry.

Opération 2 : calcul des taux de fécondité par durée et période. Ces taux, $g(i)$, se calculent pour chaque groupe i en divisant le nombre des naissances que déclarent pour l'année les femmes du groupe i (connu soit par une question sur la date de la dernière naissance lors d'une enquête, soit par les registres d'état civil) par le nombre des femmes non célibataires de ce groupe. A noter encore qu'il doit toujours s'agir des femmes de la même catégorie : si l'opération 1 a porté sur les non-célibataires, il doit en être de même pour l'opération 2 (qui alors porte aussi sur les naissances de l'année pour toutes les non-célibataires).

Opération 3 : calcul de la courbe de fécondité cumulée par durée. Les taux de fécondité par durée du mariage $g(i)$ sont additionnés, et le total est multiplié par 5 pour estimer la fécondité cumulée $\Gamma(i)$ jusqu'à la limite supérieure du groupe d'âge i :

$$\Gamma(i) = 5\left[\sum_{j=1}^{i} g(j)\right]. \qquad \text{(D.2)}$$

Opération 4 : estimation des équivalents de parité moyenne. Ces équivalents $G(i)$ s'estiment en interpolant à partir des taux de fécondité courante $g(i)$ et de la fécondité cumulée $\Gamma(i)$. Comme dans le cas où les données sont classées par âge, le procédé utilise différentes équations, selon le mode de mesure de la durée du mariage. Quand les données proviennent de registres d'état civil, cette durée est probablement celle à la date de la naissance, et on se sert de l'équation :

$$G(i) = \Gamma(i-1) + 2.917g(i) - 0.417g(i+1). \qquad \text{(D.3)}$$

On ne dispose d'ordinaire des parités moyennes que pour quatre ou cinq groupes de durée, c'est-à-dire jusqu'à 15-19 ou 20-24 ans. Pour exploiter tous les renseignements disponibles, on estime la valeur la plus récente ou la plus élevée de $G(i)$ par l'équation :

$$G(i) = \Gamma(i-1) + 0.417g(i-1) + 2.083g(i). \qquad \text{(D.4)}$$

Quand les données sur la fécondité courante classées par durée du mariage proviennent d'une question, posée en cours d'enquête, sur les naissances au cours de l'année précédente, la durée indiquée sera presque certainement celle au moment de l'enquête et non au moment de la naissance. Donc, les taux de fécondité ainsi calculés se rapporteront à des groupes dont la durée du mariage est en moyenne de 6 mois moindre. Estimer les équivalents de parité exige alors une équation différente. Le parallèle est manifeste avec le cas où les données sont classées par âge. Toutefois, les deux cas ne sont pas absolument identiques : ici, on suppose l'absence de procréation avant mariage et on suppose aussi que, si la cohabitation commence avec le premier mariage, l'abondance des naissances 9 mois plus tard et dans les quelques mois qui suivent compense la période stérile suivant immédiatement le mariage. La première période n'est donc ainsi que de 4,5 ans et, à son début, la fécondité cumulée est nulle. Donc, pour le premier groupe (0 à 4 ans), il vient :

$$G(1) = 3.137g(1) - 0.324g(2). \qquad \text{(D.5)}$$

Pour les groupes suivants, les équations générales d'interpolation proposées par Coale et Trussell pour les données classées par âge servent aussi :

$$G(i) = \Gamma(i-1) + 3.392g(i) - 0.392g(i+1) \quad \text{(D.6)}$$

pour $i = 2, 3, \ldots, j-1$, et

$$G(j) = \Gamma(j-1) + 0.392g(j-1) + 2.608g(j) \quad \text{(D.7)}$$

où l'indice j indique le dernier groupe de durée considéré. La fécondité évolue plus régulièrement pendant la durée du mariage après les deux premières années environ qu'avec l'âge : aussi n'a-t-on pas besoin d'adopter des procédés d'interpolation plus sensibles, fondés sur des modèles. Le procédé de Coale-Trussell fondé sur l'ajustement d'un polynôme du second ordre à la fécondité cumulée convient.

Opération 5 : comparaison de la parité moyenne déclarée et des équivalents de parité moyenne pour les groupes. Quand la fécondité matrimoniale reste suffisamment constante, la comparaison des parités moyennes déclarées avec les équivalents de parité estimés d'après la fécondité pour la période devrait permettre de corriger les naissances courantes. Cette comparaison se fait par calcul des quotients $P(i)/G(i)$. Si ces quotients restent assez constants par groupe de durée, au moins pour les trois ou quatre premières valeurs de i, la moyenne des trois premiers peut servir de facteur de correction pour le nombre déclaré des naissances courantes, qu'elles soient classées par âge ou par durée du mariage. La correction des naissances classées par âge de la mère sera probablement plus utile, mais ne vaut que si l'erreur de déclaration reste constante pendant toute la durée, de même que pour les groupes d'âge. Si l'hypothèse semble plausible, on peut corriger les naissances classées par âge de la mère, calculer des taux de fécondité par âge et en tirer d'autres mesures de la fécondité (voir à ce sujet la sous-section B.2, *c*, et noter que, si les données sur les naissances proviennent d'une enquête, les taux de fécondité par âge devront être corrigés du fait qu'ils se rapportent probablement à des groupes d'âge décalés de 6 mois).

S'il n'est pas permis de supposer que les erreurs sont analogues dans les données classées par âge et dans celles classées par durée, ou si on ne dispose pas des données classées par âge, le nombre des naissances déclarées classées par durée peut être corrigé et on peut en tirer une courbe corrigée de fécondité matrimoniale, de même qu'un taux de natalité corrigé. Ce dernier ne vaudra certes que si la procréation a surtout lieu en mariage.

c) *Exemple détaillé*

Grâce à une enquête sur la fécondité d'une population musulmane en 1976, on dispose de données sur les enfants nés vivants et sur la date de la dernière naissance, classées d'après le temps écoulé depuis le premier mariage. Le tableau 44 donne le nombre déclaré de femmes non célibataires dans chaque groupe de durée, le nombre total de leurs enfants nés vivants et les naissances qu'elles ont déclaré avoir eu lieu au cours de l'année précédant l'enquête.

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul des parités moyennes déclarées par durée du mariage. Le nombre des enfants nés vivants [colonne (4) du tableau 44] est divisé par le nombre correspondant des femmes non célibataires [colonne (3)]. On obtient ainsi les parités moyennes déclarées par durée du mariage, $P(i)$ [colonne (6)]. Par exemple :

$$P(3) = 3\,214/596 = 5.3926.$$

Opération 2 : calcul des taux de fécondité par durée et période. Ces taux, $g(i)$, se calculent en divisant les naissances survenues au cours de l'année précédant l'enquête [colonne (5) du tableau 44] par le nombre correspondant de femmes non célibataires [colonne (3)]. La colonne (7) donne les taux de fécondité matrimoniale $g(i)$ correspondants. Par exemple :

$$g(4) = 167/574 = 0.2909.$$

Opération 3 : calcul de la courbe de fécondité cumulée par durée. Pour obtenir cette courbe $\Gamma(i)$, on totalise les taux de fécondité par durée, $g(i)$ jusqu'au groupe i inclus et on multiplie par cinq. Ainsi, pour le groupe 4 (de 15 à 19 ans depuis le premier mariage), il vient :

$$\begin{aligned}\Gamma(4) &= 5.0(g(1)+g(2)+g(3)+g(4)) \\ &= 5.0(0.4469+0.4555+0.3607+0.2909) \\ &= 7.7700.\end{aligned}$$

La colonne (5) du tableau 45 donne toutes les valeurs de $\Gamma(i)$.

Opération 4 : estimation des équivalents de parité moyenne. Les données sur les naissances proviennent

Tableau 44

FEMMES NON CÉLIBATAIRES, ENFANTS NÉS VIVANTS ET NAISSANCES AU COURS DE L'ANNÉE PRÉCÉDANT L'ENQUÊTE, CLASSÉS D'APRÈS LE TEMPS ÉCOULÉ DEPUIS LE PREMIER MARIAGE, 1976

Groupe de durée (1)	*Indice i* (2)	*Nombre de femmes non célibataires* (3)	*Enfants nés vivants* (4)	*Naissances l'année précédente* (5)	*Parité moyenne déclarée P(i)* (6)	*Taux de fécondité par durée 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

Tableau 45

COURBE DE FÉCONDITÉ CUMULÉE, ÉQUIVALENTS DE PARITÉ ET QUOTIENTS DES PARITÉS MOYENNES PAR LES ÉQUIVALENTS DE PARITÉ, CLASSÉS D'APRÈS LE TEMPS ÉCOULÉ DEPUIS LE PREMIER MARIAGE, 1976

Groupe de durée *(1)*	*Indice* *i* *(2)*	*Parité moyenne* *P(i)* *(3)*	*Fécondité par période* *g(i)* *(4)*	*Fécondité cumulée* *Γ(i)* *(5)*	*Equivalent de parité* *G(i)* *(6)*	*Quotient* *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

des fiches de parité et, bien qu'il soit possible d'en tirer des données classées d'après la durée du mariage lors de la naissance, les données du tableau 44 se rapportent à cette durée lors de l'enquête. Donc, les taux de fécondité matrimoniale $g(i)$ se rapportent à des durées moindres de 6 mois. On obtient donc les valeurs des équivalents de parité moyenne $G(i)$ par les équations (D.5), (D.6) et (D.7). Pour $i = 1$, il vient :

$$\begin{aligned} G(1) &= 3.137g(i) - 0.324g(2) \\ &= 3.137(0.4469) - 0.324(0.4555) \\ &= 1.2543. \end{aligned}$$

Pour i égale 2, 3, 4 et 6, on prend l'équation (D.6) : par exemple, pour le groupe 3 :

$$\begin{aligned} G(3) &= \Gamma(2) + 3.392g(3) - 0.392g(4) \\ &= 4.5120 + (3.392)(0.3607) - (0.392)(0.2909) \\ &= 5.6215. \end{aligned}$$

Pour la dernière valeur de i, à savoir 6, on prend l'équation (D.7) :

$$\begin{aligned} G(6) &= \Gamma(5) + 0.392g(5) + 2.608g(6) \\ &= 8.7040 + (0.392)(0.1868) + (2.608)(0.0841) \\ &= 8.9966. \end{aligned}$$

La colonne (6) du tableau 45 donne les six valeurs de $G(i)$.

Opération 5 : comparaison des parités moyennes déclarées et des équivalents de parité moyenne pour les groupes. On calcule les quotients $P(i)/G(i)$ pour chaque groupe, en prenant les valeurs de $P(i)$ à la colonne (3) du tableau 45 et celles de $G(i)$ à la colonne (6). La colonne (7) donne la série complète de ces quotients. Ils restent assez constants, malgré quelque tendance à augmenter avec la durée du mariage. Cette tendance peut indiquer quelque déclin de la fécondité matrimoniale, sans qu'on puisse être certain qu'elle ne provient pas d'erreurs dans les données (notamment dans les parités déclarées par les groupes de durée supérieure). Selon les quotients P/G pour les quatre premiers groupes, les taux de fécondité par période surestiment d'environ 5 p. 100 la fécondité matrimoniale. En les multipliant par le facteur de correction $K = 0,95$, on obtiendrait des estimations qui concordent avec les parités déclarées. La fécondité matrimoniale totale ainsi corrigée est de 8,67 enfants par femme non célibataire.

Il convient de noter que, bien que la population musulmane considérée ait coutume de différer la cohabitation après le mariage, le mouvement des quotients P/G ainsi calculés n'en semble pas affecté. En fait, ces quotients sont peu sensibles à toute pratique qui diffère ou retarde la procréation immédiatement après le mariage, pour autant qu'elle agisse de même sur la fécondité rétrospective (parités) et sur la fécondité pour la période (naissances de l'année précédente). On ne doit s'attendre à des distorsions que si l'ampleur de cette pratique a récemment varié ou si la fécondité prématrimoniale n'est pas négligeable. Dans ce dernier cas, les naissances prématrimoniales accroissent la parité des groupes de durée inférieure; mais puisqu'on ne considère que les femmes non célibataires, ces naissances ne se retrouveront probablement pas dans les taux de fécondité pour la période. Ainsi, si les données de base sont exactes à tous autres égards, une fécondité prématrimoniale non négligeable donnerait une série de quotients P/G qui décline quand la durée du mariage augmente.

RÉFÉRENCES ADDITIONNELLES

Brass, William et Hoda Rashad. Exploratory demographic analysis of imperfect maternity histories to determine levels and trends of fertility. Mémoire présenté au Séminaire sur l'analyse des fiches de maternité, Union internationale pour l'étude scientifique de la population, Liège, 1980.

Carrier, Norman H. et 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.

Goldman, Noreen et John Hobcraft. Birth histories. Voorburg, La Haye, International Statistical Institute, 1981. (World Fertility Survey comparative studies, 17.)

Hobcraft, John. Illustrative analysis; evaluating fertility levels and trends in Colombia. Voorberg, La Haye, International Statistical Institute, 1980. (World Fertility Survey scientific report, 15.)

Hobcraft, John, Noreen Goldman et V. C. Chidambaram. Advances in the P/F ratio method for the analysis of birth histories. Voorburg, La Haye, International Statistical Institute, 1981. (World Fertility Survey technical report, 1619.)

Rodriquez, German et John N. Hobcraft. Illustrative analysis; life table analysis of birth intervals in Colombia. Voorburg, La Haye, International Statistical Institute, 1980. (World Fertility Survey scientific report, 16.)

Chapitre III

ESTIMATION DE LA MORTALITÉ JUVÉNILE À PARTIR DE RENSEIGNEMENTS SUR LES ENFANTS NÉS VIVANTS ET SURVIVANTS

A.—Fondement des méthodes

1. Emploi des données sur la survie des enfants

Chacun sait que la proportion des enfants nés vivants, puis décédés, indique la mortalité juvénile et en fournit des estimations robustes. Pour tout groupe de femmes, les naissances se répartissent d'une certaine façon dans le temps; et le temps écoulé depuis sa naissance mesure pour chacun la longueur de son exposition au risque de décès. La proportion des décès parmi les enfants nés vivants d'un groupe de femmes dépend donc de la répartition de ces enfants par durée d'exposition au risque de décès (c'est-à-dire de la répartition de leurs naissances dans le temps) et des risques de mortalité eux-mêmes. En tenant compte des effets de la répartition des naissances dans le temps, on peut convertir la proportion des enfants décédés en une mesure conventionnelle de la mortalité qui en exprime la moyenne effective. Plus précisément, la proportion des enfants décédés, classés par groupe quinquennal d'âge ou de durée de mariage de la mère, fournit des estimations des probabilités de décès entre la naissance et divers âges de l'enfance. Dans certaines cultures, les femmes sont plus portées à indiquer exactement la durée de leur mariage que leur âge, de sorte qu'on peut préférer le procédé fondé sur les données classées selon cette durée. Toutefois, il n'est pas recommandé dans les pays où les unions consensuelles sont fréquentes et relativement instables.

Brass[1] a élaboré le premier un procédé permettant de convertir la proportion des décès parmi les enfants nés vivants déclarés par les femmes dans les groupes âgés de 15 à 19, de 20 à 24 ans, etc., en estimations de la probabilité de décéder avant d'atteindre certains âges de l'enfance. Suivant la notation courante et en appelant $D(i)$ la proportion des décès parmi les enfants nés vivants dans les groupes d'âge quinquennaux successifs (où $i = 1$ désigne le groupe de 15 à 19 ans, $i = 2$ désigne celui de 20 à 24 ans, etc.), Brass a élaboré un procédé permettant de convertir les valeurs de $D(i)$ en estimations de $q(x)$, c'est-à-dire la probabilité de décéder entre la naissance et l'âge x : $q(x) = 1{,}0 - l(x)$. L'équation d'estimation qu'il propose revêt la forme générale :

$$q(x) = k(i)\, D(i) \qquad \text{(A.1)}$$

où le facteur $k(i)$ est destiné à tenir compte des facteurs autres que la mortalité qui déterminent la valeur de $D(i)$.

Brass a trouvé que la relation entre la proportion des enfants décédés $D(i)$ et la mesure des tables de mortalité $q(x)$ dépend d'abord de la répartition de la fécondité par âge, laquelle détermine la répartition des enfants nés d'un groupe de femmes par durée de leur exposition au risque de décès. Pour convertir les valeurs observées de $D(i)$ en estimations de $q(x)$, il a élaboré une série de multiplicateurs, choisis d'après la valeur du quotient $P(1)/P(2)$, bon indicateur de la fécondité des jeunes, où $P(i)$ désigne la parité moyenne ou nombre moyen d'enfants nés vivants déclarés par les femmes du groupe d'âge i. Brass a estimé ces multiplicateurs $k(i)$ en se servant d'un polynôme du troisième degré de forme fixe dont varie la structure par âge pour représenter la fécondité[2], du système logit résultant de la norme générale (voir chapitre Ier, sous-section B.4) pour figurer l'élément mortalité et d'un taux de croissance de 2 p. 100 par an pour assurer une répartition féminine par âge qui soit stable.

Hypothèse importante, le risque de décès d'un enfant n'est fonction que de son âge et non d'autres facteurs tels que le rang de sa naissance ou l'âge de la mère. En pratique, le risque de mortalité est bien supérieur à la moyenne pour les enfants de jeunes mères. C'est pourquoi l'estimation du taux de mortalité infantile $q(1)$ [probabilité de décéder avant un an] indique souvent une mortalité plus forte si elle provient des femmes âgées de 15 à 19 ans. Pour cette raison, on écarte en général ces estimations et aussi parce que le nombre des bébés décédés est d'ordinaire faible.

Cherchant à accroître la souplesse de la méthode de Brass, Sullivan[3] a calculé une autre série de multiplicateurs en recourant à la régression par les moindres carrés pour ajuster l'équation (A.1) aux données provenant des courbes de fécondité observée et des tables de mortalité de Coale-Demeny[4]. Trussell[5] en a estimé une troisième série par le même calcul appliqué à des données fournies par les courbes types de fécondité élaborées par Coale et Trus-

[1] William Brass, "Utilisation des données des recensements et des enquêtes pour l'estimation des taux de natalité et de mortalité" (E/CN.14/CAS.4/VS7), document préparé pour le Cycle d'étude sur les statistiques de l'état civil, Commission économique pour l'Afrique, Addis-Abéba, 14-19 décembre 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).

[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 (mars 1975), p. 79 à 97.

[4] Ansley J. Coale et Paul Demeny, *Regional 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 (mars 1975, p. 87 à 108.

sell[6]. Ces méthodes se fondent toutes sur la même théorie générale mais obtiennent des multiplicateurs différents parce qu'elles partent de données différentes. La variante de Sullivan ne présentant pas d'avantages manifestes sur celle de Trussell, qui se fonde sur un plus grand nombre de cas, c'est cette dernière qu'on a retenue. On mentionnera toutefois que les multiplicateurs présentés ici sont une version plus récente et plus satisfaisante de ceux initialement proposés par Trussell en 1975.

Il importe de noter que cette méthode d'estimation se fonde sur l'hypothèse que la fécondité et la mortalité juvénile sont restées récemment constantes. Si, par exemple, la fécondité a changé, les quotients des parités moyennes obtenus par une enquête en coupe ne reproduiront pas exactement la réalité de quelque cohorte féminine que ce soit et ne fourniront pas un bon indice de la répartition dans le temps des naissances dues aux femmes de chaque groupe d'âge.

On peut éviter les problèmes posés par un déclin de la fécondité si on dispose de données sur des cohortes réelles (grâce à des recensements ou enquêtes espacés de 5 ou 10 ans). Dans ce cas, on se servira d'une méthode d'estimation spécifiquement conçue pour les cohortes où la fécondité varie[7].

Preston et Palloni[8] proposent une variante pour estimer la structure par âge des enfants survivants, qui tourne tous les problèmes que posent les variations de fécondité. Cette démarche s'apparente fort au procédé "mère-progéniture" servant à estimer la fécondité à partir d'une répartition par âge (voir chapitre VIII, section C). Si, dans chaque ménage, on peut relier les données concernant les mères et leurs enfants survivants, on peut classer ces derniers tant d'après leur âge que d'après celui de leurs mères. Pour une certaine répartition par âge de la mortalité, comme par exemple celle des tables régionales types de Coale-Demeny, la combinaison de la proportion des enfants décédés et de la répartition par âge des enfants survivants nés des femmes d'un groupe d'âge déterminé détermine absolument un niveau de mortalité. La répartition par âge des survivants sert à définir celle des enfants nés vivants sans recours aux modèles de fécondité. En pratique, le choix entre cette répartition et le quotient des parités consécutives pour estimer la réelle répartition des naissances dans le temps dépend des données disponibles et de la démarche qu'on estime la plus propre à donner les meilleurs résultats. Si les âges sont déclarés exactement et si la plupart des enfants vivent avec leurs mères, celle proposée par Preston et Palloni peut être préférable, surtout si la fécondité change. Si la déclaration des âges ou la complétude du dénombrement est douteuse, ou si une forte proportion des enfants ne vivent pas avec leurs mères, ou si on ne peut relier leurs données respectives, le procédé des quotients de parité vaudra très probablement mieux. On ne trouvera pas ici un exposé détaillé de la méthode de Preston-Palloni, d'une part, parce que, dans la plupart des cas où il faut estimer indirectement la mortalité, les répartitions par âge sont au mieux modérément fiables et, d'autre part, parce que les données requises pour son application sont moins répandues que la proportion des enfants décédés. Toutefois, aux chercheurs qui en disposent dans les cas où les distorsions dues aux variations de fécondité peuvent poser un problème, il est recommandé d'en envisager l'application.

Un problème plus fréquent provient probablement du déclin de la mortalité. Les procédés mentionnés ci-dessus supposent tous un schéma et un niveau de mortalité constants dans l'histoire récente de la population étudiée. En fait, dans la plupart des pays, la mortalité décline.

Feeney[9] a examiné le premier les effets d'un changement de mortalité sur les résultats du procédé d'estimation de la mortalité juvénile. Prenant la mortalité infantile pour indice du niveau de mortalité dans un système logit à un seul paramètre, il a calculé la proportion qui serait celle des enfants décédés si la mortalité infantile variait de façon linéaire dans le temps. Se fondant sur ces simulations, il a montré que, pour des taux annuels plausibles de variation de la mortalité infantile, les valeurs de $q(1)$ estimées à partir de données sur les enfants nés vivants et survivants pour différents groupes d'âge de la mère peuvent s'assortir aux valeurs de $q(1)$ constatées pendant une série d'années avant l'enquête; et que cette série d'années reste, à toutes fins utiles, invariante par rapport à la variation du taux de mortalité. Partant de cette constatation empirique, Feeney a élaboré un procédé d'estimation pour établir la série d'années à laquelle se rapportent les taux de mortalité infantile estimés à partir de données sur les enfants nés vivants et survivants. Ce procédé a été élaboré à partir de données obtenues au moyen d'un système logit à un seul paramètre tiré de la norme générale (voir chapitre Ier, sous-section B.4) et du polynôme de fécondité de Brass[10]. L'emploi de $q(1)$, mortalité infantile, comme indicateur du niveau de mortalité et paramètre estimatif, donne à la répartition de la mortalité par âge une grande importance pour les résultats, car des niveaux globaux analogues (tables de mortalité présentant la même espérance de vie à la naissance par exemple) peuvent accompagner des taux de mortalité infantile fort différents. En conséquence, la méthode de Feeney risque de fausser les estimations de $q(1)$ quand la mortalité dans la petite enfance ne ressemble pas à celle de la norme générale. C'est pourquoi la méthode de Feeney n'est pas présentée ici.

Son application à des données provenant d'autres modèles de mortalité est assez simple. Coale et Trussell[11] y ont procédé en supposant que les changements de mortalité dans la période peuvent s'assimiler au passage par

[6] Ansley J. Coale et T. James Trussell, "Model fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human populations", *Population Index*, vol. 40, n° 2 (avril 1974), p. 185 à 258.

[7] Cette méthode, présentée à la section E, utilise les équations et coefficients donnés aux tableaux 70 et 71.

[8] Samuel H. Preston et Alberto Palloni, "L'introduction de la structure par âge des enfants survivants dans la méthode d'estimation de la mortalité proposée par Brass", *Bulletin démographique des Nations Unies, n° 10-1977* (publication des Nations Unies, numéro de vente : E.78.XIII.6), p. 77 à 93.

[9] Griffith Feeney, "Estimating infant mortality rates from child survivorship date by age of mother", *Asian and Pacific Census Newsletter*, vol. 3, n° 2 (novembre 1976), p. 12 à 16; et Griffith Feeney, "Estimating infant mortality trends from child survivorship data", *Population Studies*, vol. XXXIV, n° 1 (mars 1980), p. 109 à 128.

[10] W. Brass, *Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data*.

des niveaux successifs, tantôt plus hauts tantôt plus bas, d'une série de tables types, de sorte qu'on peut obtenir de telles tables par cohorte en faisant la chaîne des taux de mortalité effectifs dans des cohortes réelles vivant tout au long des différentes périodes. Dans ce cas, on peut aussi montrer empiriquement que la mortalité juvénile estimée selon la méthode de Brass à partir de données pour les femmes du groupe d'âge i, par exemple, est égale à la valeur correspondante constatée pendant une période précédant l'enquête de $t(x)$ années et que, à toutes fins utiles, cette période est invariante par rapport à la rapidité du changement de mortalité, pour autant que le taux en reste à peu près constant. Les estimations ainsi datées étant obtenues de manière compatible avec celles servant à obtenir les multiplicateurs de Trussell utilisés pour estimer la mortalité juvénile dans le présent chapitre, ce procédé d'intégration du temps est exposé ici.

Le problème posé par le déclin de la mortalité peut se résoudre autrement si on dispose de données sur les enfants nés vivants et survivants grâce à deux enquêtes distantes de 5 ou 10 ans. Cette solution consiste à utiliser une cohorte hypothétique représentant la mortalité intercensitaire et elle fournit des estimations qui se rapportent à cette période. La démarche est indépendante de la forme exacte des changements de mortalité, mais toute variation dans la complétude des déclarations de décès d'enfants d'une enquête à l'autre et tout changement démographique qui influe sélectivement sur le nombre de tels décès risquent d'affecter sérieusement les résultats.

Pour conclure ces remarques préliminaires sur les méthodes présentées dans le présent chapitre, on soulignera que, pour plusieurs, deux variantes s'offrent : l'une applicable quand les données sur les enfants nés vivants et survivants sont classées selon l'âge de la mère; et l'autre quand elles sont classées selon la durée du premier mariage. Cette dernière, strictement parlant, se fonde sur l'hypothèse que les femmes, une fois mariées, le restent jusqu'à l'âge de 50 ans (limite supérieure attribuée à la période de procréation). Donc, elle ne doit s'appliquer qu'à des données concernant les femmes qui en sont toujours à leur première union. En pratique toutefois, les appliquer à des données concernant toutes les non-célibataires ne les faussera pas trop, pour autant que pour durée de leur mariage on prenne le temps écoulé depuis le premier.

Dernière invitation à la prudence, les résultats de cette seconde variante risquent d'être médiocres si la "durée" n'est pas exactement mesurée. Les problèmes posés par cette mesure, déjà exposés à la sous-section A.2 du chapitre II, sont brièvement rappelés ici. La durée du mariage est donnée par le temps écoulé depuis la première union, qu'elle soit ou non légale. Les données sur la durée du mariage seront loin d'être parfaites si on ne considère que les unions légales; si le temps écoulé se mesure non depuis le début de la première union, mais depuis celui de l'union en cours; ou si, comme dans certains pays musulmans, la conclusion du mariage légal précède de quelque temps le début de la cohabitation. On n'utilisera donc pas cette seconde variante pour les populations où ces problèmes risquent de se poser.

[11] Ansley J. Coale et James Trussell, "Intégration du temps dans la méthode d'estimation de Brass", annexe I à Samuel H. Preston et Alberto Palloni, "L'introduction de la structure par âge des enfants survivants dans la méthode d'estimation de la mortalité, proposée par Brass", *Bulletin démographique des Nations Unies, n° 10-1977*, p. 94 à 96.

2. Disposition du présent chapitre

Tous les procédés d'estimation présentés ici ont un caractère commun : ils se servent de données sur les enfants nés vivants et survivants. Toutefois, ils peuvent se répartir en catégories selon le genre exact de données qu'ils exigent (classées soit par âge soit par durée du mariage par exemple), ou selon les conditions pratiques qu'imposent les hypothèses (fécondité supposée constante ou non). Ces différentes catégories occupent les sections B à E. Pour aider le lecteur à choisir la plus appropriée à une application particulière, les voici brièvement décrites (voir aussi le tableau 46).

Section B.—Estimation de la mortalité juvénile avec des données classées par âge. C'est la version la plus récente (méthode de Trussell) du procédé original de Brass qui est présentée ici. A partir de données sur les enfants nés vivants et survivants classés par âge de la mère, on obtient des estimations de $q(2)$, $q(3)$, $q(5)$, $q(10)$, $q(15)$ et $q(20)$ ainsi que des périodes où elles se rapportent dans les cas où on peut supposer un changement graduel de la mortalité. Les conditions de fécondité sont censées constantes.

Section C.—Estimation de la mortalité juvénile avec des données classées par durée du mariage. On présente ici une variante de la méthode originale de Brass, applicable aux données classées par durée du premier mariage. A partir de données sur les enfants nés vivants et survivants classées par durée du mariage de la mère, on obtient des estimations de $q(2)$, $q(3)$, $q(5)$, $q(10)$, $q(20)$ et $q(25)$, ainsi que des périodes où elles se rapportent, quand on peut supposer un changement graduel de la mortalité. Les conditions de la fécondité matrimoniale sont censées constantes.

Section D.—Estimation de la mortalité juvénile intercensitaire avec des données sur une cohorte intercensitaire hypothétique. Ici, des données provenant de deux recensements ou enquêtes distants de 5 ans servent à estimer la mortalité juvénile moyenne pendant la période intercensitaire. L'emploi d'une cohorte hypothétique dispense de supposer que la fécondité et la mortalité sont restées constantes. Donc, si les données aux deux dates considérées sont de qualité analogue et modérément fiables, on préférera les estimations intercensitaires à celles obtenues autrement.

Section E.—Estimation de la mortalité infantile connaissant la fécondité effective de cohortes réelles. Les données provenant de deux recensements on enquêtes distants de 5 ou 10 ans servent ici à déterminer les quotients de parité pour des cohortes réelles, lesquels servent à estimer la mortalité juvénile à partir de données réunies lors du second recensement ou enquête. La sous-section E.2 présente les deux variantes (par âge et par durée). On estime aussi la période des estimations de la mortalité juvénile obtenues, et la fécondité n'est pas supposée constante.

Tableau 46

GUIDE SCHÉMATIQUE DES MATIÈRES DU CHAPITRE III

Section	*Données requises*	*Paramètres estimatifs*
B.—Estimation des taux de mortalité juvénile avec des données classées par âge (une seule enquête).	Enfants nés vivants classés par groupe quinquennal d'âge de la mère. Enfants survivants (ou décédés) classés par groupe quinquennal d'âge de la mère. Femmes classées par groupe quinquennal d'âge.	$q(2)$, $q(3)$, $q(5)$, $q(10)$, $q(15)$ et $q(20)$. Période de référence pour chaque estimation de $q(x)$.
C.—Estimation de la mortalité juvénile avec des données classées par durée du mariage (une seule enquête).	Enfants nés vivants classés par groupe quinquennal de durée du mariage de la mère. Enfants survivants (ou décédés) classés par groupe quinquennal de durée du mariage de la mère. Femmes non célibataires classées par groupe quinquennal de durée du mariage.	$q(2)$, $q(3)$, $q(5)$, $q(10)$, $q(15)$, $q(20)$ et $q(25)$. Période de référence pour chaque estimation de $q(x)$.
D.—Estimation de la mortalité juvénile intercensitaire avec des données sur une cohorte intercensitaire hypothétique (données par âge provenant de deux enquêtes ou recensements distants de 5 ans).	Enfants nés vivants classés par groupe quinquennal d'âge de la mère selon deux enquêtes ou recensements distants de cinq ans. Enfants survivants (ou décédés) classés par groupe quinquennal d'âge de la mère selon deux enquêtes ou recensements distants de cinq ans. Femmes classées par groupe quinquennal d'âge selon deux enquêtes ou recensements distants de cinq ans.	Estimations intercensitaires de $q(2)$, $q(3)$, $q(5)$, $q(10)$, $q(15)$ et $q(20)$.
E.—Estimation de la mortalité juvénile, connaissant la fécondité effective de cohortes réelles.	Enfants nés vivants classés par groupe quinquennal d'âge (durée) de la mère, selon deux enquêtes ou recensements distants de cinq ou dix ans. Enfants survivants (ou décédés) classés par groupe quinquennal d'âge (durée) de la mère selon le second recensement ou enquête. Femmes non célibataires classées par groupe quinquennal d'âge (durée).	$q(2)$, $q(3)$, $q(5)$ et $q(10)$ et leurs périodes de référence quand les données sont classées par âge et les enquêtes distantes de cinq ans. $q(3)$, $q(5)$ et $q(10)$ et périodes de référence quand les données sont classées par âge et les enquêtes distantes de dix ans. $q(3)$, $q(5)$ et $q(10)$ et périodes de référence quand les données sont classées par durée et les enquêtes distantes de cinq ans. $q(5)$ et $q(10)$ et périodes de référence quand les données sont classées par durée et les enquêtes distantes de dix ans.

B.—Estimation des taux de mortalité juvénile avec des données classées par âge

1. DONNÉES REQUISES

Ce sont :

a) Le nombre d'enfants nés vivants, classés par sexe (voir note) et par groupe quinquennal d'âge de la mère;

b) Le nombre d'enfants survivants (ou d'enfants décédés) classés par sexe (voir note) et par groupe quinquennal d'âge de la mère;

c) Le nombre total des femmes (quel que soit leur statut matrimonial), classées par groupe quinquennal d'âge. On notera qu'il s'agit de toutes les femmes et non pas seulement des non célibataires.

On notera aussi que le classement par sexe des enfants nés vivants et survivants est souhaitable mais non essentiel. Si on en dispose, on peut estimer séparément la mortalité juvénile par sexe; sinon, on ne peut obtenir d'estimation par sexe qu'en supposant entre eux, dans la population étudiée, la même différence que celle qui correspond aux tables types dont le niveau de mortalité concorde avec la mortalité juvénile estimée pour les deux sexes, ou encore en faisant quelque autre hypothèse au sujet de la relation entre mortalité juvénile de l'un et l'autre sexe.

Si les données sur les enfants vivants sont classées par sexe, on peut s'assurer de leur cohérence en calculant les

rapports numériques des sexes, ou taux de masculinité, (définis par le nombre moyen de garçons par fillette) pour les enfants nés vivants classés par âge de la mère. L'idéal serait que ces taux ne varient pas systématiquement avec l'âge et que leurs valeurs se situent entre 1,02 et 1,07. Des études faites dans les pays où l'enregistrement des naissances est assez complet ont montré que ce taux à la naissance est remarquablement constant et que sa valeur habituelle est de 1,05 environ. Dans les populations originaires de l'Afrique au sud du Sahara, elle semble plus proche de 1,03. Dans l'un et l'autre cas, sa constance et le fait que les femmes sont censées déclarer tous les enfants nés d'elles vivants, qu'ils survivent ou non, permettent une vérification simple de la concordance. Dans les autres populations, des taux supérieurs à 1,07 ou inférieurs à 1,02 indiquent des omissions différentes selon les sexes ou des erreurs de déclaration quant au sexe.

2. Procédé de calcul

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul de la parité individuelle moyenne. Cette parité est $P(1)$ pour le groupe âgé de 15 à 19 ans, $P(2)$ de 20 à 24 ans et $P(3)$ de 25 à 29 ans. En général :

$$P(i) = CEB(i)/FP(i) \qquad \text{(B.1)}$$

où $CEB(i)$ indique le nombre d'enfants nés vivants des femmes du groupe d'âge i; et $FP(i)$ est le nombre total des femmes dans ce groupe, quel que soit leur état matrimonial. On rappelle que, selon la convention habituelle, la variable i se rapporte aux groupes quinquennaux d'âge. Ainsi, $i=1$ représente le groupe de 15 à 19 ans, $i=2$ le groupe de 20 à 24 ans et ainsi de suite. Le traitement du cas des femmes de parité non déclarée est exposé au chapitre II, sous-section A.2 et à l'annexe II. En général, si on ne peut appliquer la technique d'El-Badry pour estimer précisément les non-déclarations, il convient, pour calculer la parité moyenne, d'inclure dans le dénominateur les parités non déclarées, car les femmes sans enfants sont souvent mal classées en cas de non-réponse.

Opération 2 : calcul de la proportion des enfants décédés pour chaque groupe d'âge de la mère. Cette proportion $D(i)$ se définit par le quotient des décès déclarés par les naissances déclarées, soit :

$$D(i) = CD(i)/CEB(i) \qquad \text{(B.2)}$$

où $CEB(i)$ est défini comme à l'opération 1 et $CD(i)$ est le nombre d'enfants décédés déclaré par les femmes du groupe d'âge i.

Opération 3 : calcul des multiplicateurs. Le tableau 47 présente les équations d'estimation et les coefficients

Tableau 47

Coefficients d'estimation des multiplicateurs de la mortalité juvénile, selon la variante de Trussell, avec des données classées par âge de la mère

Type (1)	Groupe d'âge (2)	Indice i (3)	Quotient de mortalité [a] q(x)/D(i) (4)	Coefficients a(i) (5)	b(i) (6)	c(i) (7)
Nord	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
Sud	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
Est	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
Ouest	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

Equations d'estimation:

$$k(i) = a(i) + b(i)\,(P(1)/P(2)) + c(i)(P(2)/P(3))$$

$$q(x) = k(i)\,D(i)$$

[a] Quotient de la probabilité de décès par la proportion des enfants décédés. Il est égalé au multiplicateur $k(i)$.

nécessaires pour estimer les multiplicateurs $k(i)$, selon la variante Trussell de la méthode originale de Brass. Une série différente de coefficients est proposée pour chacune des quatre familles de tables types de mortalité du système Coale-Demeny.

Opération 4 : calcul des probabilités de décès et de survie. Les estimations des probabilités de décès $q(x)$ s'obtiennent pour différentes valeurs de l'âge x en faisant le produit de la proportion des décès déclarés $D(i)$ par les multiplicateurs correspondants $k(i)$. On notera qu'en général, x n'est pas égal à i, car x se rattache, *grosso modo*, à l'âge moyen des enfants des femmes du groupe d'âge i,

$q(x)$ étant estimé, son complément $l(x)$, c'est-à-dire la probabilité de survie de la naissance à l'âge x, s'obtient aisément par différence : $l(x) = 1{,}0 - q(x)$.

Opération 5 : calcul de la période de référence. Comme on l'a expliqué, quand la mortalité change graduellement, la période de référence $t(x)$ est une estimation du nombre d'années précédant la date de l'enquête auquel se rapportent les estimations de mortalité juvénile $q(x)$ obtenues à l'opération précédente. Cette période s'estime aussi au moyen d'une équation dont les coefficients s'obtiennent par régression linéaire sur les cas simulés. Celle utilisée alors figure au tableau 48 avec une série de valeurs pour ses coefficients.

3. Exemple détaillé

Les données figurant au tableau 49 ont été réunies lors d'une enquête menée au Panama d'août à octobre 1976. Elles servent d'exemple d'application de la méthode. Toutefois, avant de procéder à cette application, on vérifie rapidement la cohérence des données présentées en calculant les taux de masculinité des enfants nés vivants. La colonne (7) du tableau 49 donne ces taux.

On les obtient en divisant le nombre des garçons nés vivants par le nombre correspondant de filles. Par exemple, pour le groupe âgé de 20 à 24 ans, ce taux est de :

$$1\ 380/1\ 253 = 1.1014,$$

et le taux global est de :

$$16\ 550/15\ 847 = 1.0444.$$

Les taux donnés à la colonne (7) du tableau 49 varient quelque peu avec l'âge de la mère, sans présenter de ten-

Tableau 48

COEFFICIENTS D'ESTIMATION DE LA PÉRIODE DE RÉFÉRENCE $t(x)$[a] À LAQUELLE SE RAPPORTENT LES VALEURS DE $q(x)$ ESTIMÉES À PARTIR DE DONNÉES CLASSÉES PAR ÂGE

Type (1)	*Groupe d'âge* (2)	*Indice i* (3)	*Age* (4)	*Paramètre estimatif* (5)	*Coefficients* a(i) (6)	b(i) (7)	c(i) (8)
Nord	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
Sud	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
Est	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
Ouest	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

Equation d'estimation :

$$t(x) = a(i) + b(i)\,(P(1)/P(2)) + c(i)(P(2)/P(3))$$

[a] Nombre d'années précédant l'enquête.

Tableau 49

ENFANTS NÉS VIVANTS ET ENFANTS SURVIVANTS PAR SEXE ET PAR ÂGE DE LA MÈRE, PANAMA, 1976

Groupe d'âge (1)	Nombre total de femmes (2)	Garçons nés vivants/décédés (3)	(4)	Filles nées vivantes/décédées (5)	(6)	Taux de maxculinité des enfants nés vivants (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

dance systématique; et le taux global est suffisamment proche de la valeur escomptée de 1,05. De plus, comme on escompte quelque variation de ces taux due à la relative petitesse de l'échantillon, on peut conclure que la vérification ne montre aucun défaut manifeste dans les données.

Opération 1 : calcul de la parité individuelle moyenne. Cette parité (P (1), $P(2)$ ou $P(3)$) se calcule en divisant le nombre d'enfants nés vivants de chaque sexe [colonnes (3) et (5) du tableau] par le nombre total de femmes [colonne (2) du même tableau]. Ainsi, par exemple $P_m(1)$, nombre moyen de garçons nés vivants de femmes âgées de 15 à 19 ans, est de :

$$P_m(1) = 278/2\ 695 = 0.1032.$$

La série complète des valeurs de $P_m(i)$ et $P_f(i)$ figure aux colonnes (3) et (4) du tableau 50.

On notera que les valeurs de $P(i)$ pour les deux sexes réunis sont simplement la somme de P_m(i) et $P_f(i)$, nombre moyen de garçons et de filles, respectivement, nés des femmes du groupe d'âge (i).

Opération 2 : calcul de la proportion des enfants décédés pour chaque groupe d'âge de la mère. Cette proportion $D(i)$ se calcule à partir du tableau 49 en divisant le nombre d'enfants décédés de chaque sexe [colonnes (4) et (6)] par le nombre d'enfants de ce sexe nés vivants [(colonnes (3) et (5)]. Ainsi, pour $D_m(1)$, proportion des décès parmi les fils des femmes âgées de 15 à 19 ans :

$$D_m(1) = 24/278 = 0.0863.$$

Pour calculer les valeurs de $D(i)$ pour les deux sexes réunis, on ajoute les décès, puis on divise par le nombre total des enfants nés vivants (garçons et filles). Ainsi, pour $D_t(1)$:

$$D_t(1) = (24+16)/(278+279) = 0.0718.$$

Le tableau 51 donne la série complète des proportions de décès.

Tableau 50

PARITÉ INDIVIDUELLE MOYENNE, PAR SEXE DE L'ENFANT ET ÂGE DE LA MÈRE, PANAMA, 1976

Groupe d'âge (1)	Indice i (2)	Parité individuelle moyenne: Garçons $P_m(i)$ (3)	Filles $P_f(i)$ (4)	Enfants des deux sexes $P_t(i)$ (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

Tableau 51

PROPORTION DES ENFANTS DÉCÉDÉS, PAR SEXE DE L'ENFANT ET ÂGE DE LA MÈRE, PANAMA, 1976

Groupe d'âge (1)	Indice i (2)	Proportion des enfants décédés: Garçons $D_m(i)$ (3)	Filles $D_f(i)$ (4)	Enfants des deux sexes $D_t(i)$ (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

Opération 3 : calcul des multiplicateurs. Les multiplicateurs $k(i)$ nécessaires pour corriger, dans la proportion des décès déclarés $D(i)$, l'effet de la répartition de la procréation par âge, se calculent à partir des quotients $P(1)/P(2)$ et $P(2)/P(3)$, avec l'équation et les coefficients donnés au tableau 47. Il vient :

$$k(i) = a(i) + b(i)\,P(1)/P(2) + c(i)\,P(2)/P(3).$$

On suppose que le type Ouest des tables types représente de façon adéquate la mortalité au Panama, de sorte que les

valeurs de $a(i)$, $b(i)$ et $c(i)$ sont tirées du bas du tableau 47. Avec les valeurs de $P(1)$, $P(2)$ et $P(3)$ que donne le tableau 50, on peut calculer les valeurs de $k(i)$ pour chaque sexe et pour les deux réunis. Le tableau 52 en donne la série complète. Par exemple, le multiplicateur pour les fils des femmes âgées de 20 à 24 ans ($i=2$) est de :

$$k_m(2) = 1.2563 + (-0.5381)(0.1032/0.6587) + (-0.2637)(0.6587/1.3100) = 1.0394.$$

Tableau 52
MULTIPLICATEURS DE TRUSSELL POUR L'ESTIMATION DE LA MORTALITÉ JUVÉNILE, TYPE OUEST, PANAMA, 1976

Groupe d'âge (1)	Indice i (2)	Multiplicateurs k(i)		
		Garçons (3)	Filles (4)	Enfants des deux sexes (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

Opération 4 : calcul des probabilités de décès et de survie. Les probabilités de décès $q(x)$ s'estiment en multipliant les valeurs de $k(i)$ données au tableau 52 par la proportion correspondante des décès $D(i)$ donnée au tableau 51. La série complète des estimations de $q(x)$ figure au tableau 53.

Par exemple $q_f(5)$ s'obtient comme suit :

$$q_f(5) = k_f(4)D_f(4) = (1.0147)(0.0666) = 0.0676.$$

Etant donné que chaque valeur de $q(x)$ est le complément probabiliste de la probabilité de survie $l(x)$, cette dernière peut s'obtenir en soustrayant la première de l'unité. Il vient :

$$l_f(5) = 1.0 - 0.0676 = 0.9324.$$

Au tableau 53, chaque valeur de $q(x)$ s'accompagne de la valeur correspondante de $l(x)$.

Opération 5 : calcul de la période de référence. La mortalité n'étant probablement pas restée constante au Panama depuis 1976, il est bon de connaître la période de référence $t(x)$ de chaque estimation de $q(x)$. On a déjà calculé les quotients $P(1)/P(2)$ et $P(2)/P(3)$ nécessaires (opération 3). Le tableau 48 donne les coefficients requis, ainsi que l'équation d'estimation, en supposant toujours une mortalité de type Ouest. Par example :

$$t_f(3) = 1.5305 + (2.5528)(0.1730) + (4.8962)(0.4629) = 4.24.$$

Ainsi, la valeur estimée de $q_f(3)$, soit 0,0595, est analogue à celle qui correspond à la table valable pour une date précédant de 4,24 ans celle de l'enquête, qui équivaut à la date moyenne de l'entretien. L'enquête ayant eu lieu entre août et octobre 1976, $q_f(3)$ se rapporte au milieu de 1972. Le tableau 54 donne la série complète des valeurs estimatives de $t(x)$.

On notera que ces valeurs supposent que les estimations de $q(1)$, $q(2)$, $q(3)$ et $q(5)$ déjà obtenues se rapportent aux conditions de mortalité existant respectivement 1 an, 2,5 ans, 4,5 ans et 6,5 ans avant l'enquête; ensuite, les périodes augmentent de 2,5 à 3 ans par groupe d'âge. Ces valeurs concordent parfaitement avec la notion que, puisque l'estimation de $q(2)$, par exemple, se fonde surtout sur des renseignements concernant des femmes âgées de 24 ans, dont la procréation effective est relativement récente, cette estimation de $q(2)$ doit aussi se rapporter à la condition récente de la population. La plausibilité et la cohérence des valeurs de $t(x)$ sont rassurantes. Elles fournissent d'importants renseignements pour l'étude des tendances de la mortalité juvénile dans le temps.

Tableau 53
ESTIMATION DE LA PROBABILITÉ DE DÉCÈS ET DE SURVIE, PAR SEXE, D'APRÈS LES DONNÉES SUR LA SURVIE DES ENFANTS CLASSÉES PAR ÂGE DE LA MÈRE, TYPE OUEST, PANAMA, 1976

Groupe d'âge (1)	Indice i (2)	Probabilités de décès q(x) et de survie l(x)					
		Garçons		Filles		Enfants des deux sexes	
		q(x) (3)	l(x) (4)	q(x) (5)	l(x) (6)	q(x) (7)	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

Tableau 54

ESTIMATION DES PÉRIODES DE RÉFÉRENCE AUXQUELLES SE RAPPORTENT LES PROBABILITÉS DE DÉCÈS, TYPE OUEST, PANAMA, 1976

Groupe d'âge (1)	*Age* (x) (2)	*Paramètre estimatif* (3)	*Période de référence t(x)*[a]		
			Garçons (4)	*Filles* (5)	*Enfants des deux sexes* (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] Nombre d'années précédant l'enquête.

4. OBSERVATIONS SUR L'EXEMPLE DÉTAILLÉ

Le calcul des taux de masculinité pour les enfants nés vivants par groupe d'âge de la mère ne révèle aucune irrégularité qu'on ne pourrait expliquer par le petit nombre de cas considérés le plus souvent. Un autre moyen d'évaluer la qualité des données sur les enfants nés vivants consiste à examiner le mouvement des parités moyennes déclarées par les femmes de chaque groupe d'âge. A moins que la fécondité n'ait précédemment augmenté, les parités moyennes devraient s'élever avec l'âge jusqu'au groupe de 45 à 49 ans. Ce grossier critère confirme que les données sont satisfaisantes, encore que le très faible accroissement de parité, du groupe âgé de 40 à 44 ans au suivant, soit quelque peu suspect (en fait, le nombre moyen de garçons décline légèrement). Il est utile d'examiner les parités, car l'omission des enfants nés vivants pourrait porter plus que proportionnellement sur des enfants décédés, ce qui influerait fortement sur leur proportion. Dans le cas considéré, les données ne montrent pas de signe probant d'omission. La proportion des enfants décédés augmente vite avec l'âge des mères, surtout au-dessus de 35 ans, si l'on néglige sa valeur pour celles âgées de 15 à 19 ans (toujours exorbitante par rapport aux valeurs ultérieures, probablement parce que les enfants de ces jeunes femmes sont en fait exposés à de plus grands risques de mortalité); cette proportion n'indique aucunement que l'omission des enfants décédés augmente avec l'âge. La très forte croissance de la proportion des décès avec l'âge de la mère signale qu'opèrent des effets conjugués : une exposition moyenne toujours plus longue au risque de décès et une mortalité juvénile bien supérieure entre 10 et 15 ans avant l'enquête.

Une façon simple d'examiner la concordance des estimations de mortalité obtenues par cette méthode consiste à les convertir en niveaux de mortalité du système Coale-Demeny, pour comparer la répartition par âge des estimations obtenues avec celle des modèles. Si on dispose d'estimations par sexe, il est bon de calculer les niveaux correspondants pour chaque sexe. Le tableau 55 donne les niveaux, tirés des tables type Ouest par interpolation des valeurs des tableaux 236 et 237 (voir annexe VIII); les niveaux pour les deux sexes réunis n'y figurent pas, car ils ne sont rien d'autre que la moyenne des niveaux de chaque sexe.

Tableau 55

NIVEAUX DE MORTALITÉ DES TABLES TYPES OUEST CONCORDANT AVEC LES ESTIMATIONS DE MORTALITÉ JUVÉNILE $q(x)$, PANAMA, 1976

Age (x) (1)	*Garçons*		*Filles*	
	Niveau de mortalité, type Ouest (2)	*Date de référence* (3)	*Niveau de mortalité, type Ouest* (4)	*Date de référence* (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

Comme exemple, calculons le niveau qui concorde avec la valeur estimée de $q(2)$ pour les filles. Selon le tableau 53, $q(2)$ est égal à 0,0440 et le paramètre $l(2)$ correspondant à 0,9560. Etant donné que le tableau 236 de l'annexe VIII (filles, type Ouest) ne donne que des valeurs de $l(x)$, celles-ci servent à l'interpolation. A la colonne marquée "$l(2)$" du tableau 236, les deux valeurs qui encadrent celle observée pour $l(2)$ sont $l_{20}(2) = 0{,}95392$ et $l_{21}(2) = 0{,}95559$ [valeurs de $l(2)$ aux niveaux 20 et 21, respectivement]. Donc, le facteur d'interpolation est

$$\theta = (0.9560 - 0.95392)/(0.96559 - 0.95392) = 0.178,$$

et les niveaux 20 et 21 n'étant séparés que par une unité, celui-ci concorde avec $q_f(2)$ et égale 20,178 ou, arrondi, 20,2. Toutes les autres valeurs figurant au tableau 55 s'obtiennent de même. On trouvera à l'annexe IV une exposition détaillée du procédé d'interpolation linéaire.

Des niveaux présentés au tableau 55 il ressort que, comme on l'a dit, les estimations de $q(1)$ représentent une mortalité relativement élevée (elles accompagnent des niveaux relativement bas dans les modèles de Coale-Demeny) et ne devraient donc pas être retenues. Compte dûment tenu de la variation aléatoire inhérente à toute mesure tirée d'échantillons probabilistes, les autres estimations déclinent régulièrement en raison inverse de l'âge de la mère, nette indication que la mortalité juvénile diminue. De plus, ces estimations concordent pour les deux sexes,

ce qui indique que les différences de mortalité juvénile selon les sexes à Panama sont assez analogues à celles qui correspondent aux tables type Ouest. On notera que le tableau 55 donne les estimations des dates de référence calculées en soustrayant les valeurs de $t(x)$ données au tableau 54 de la date moyenne de l'enquête, soit 1976,7. Ces estimations, jointes aux niveaux de mortalité, peuvent servir à déterminer la tendance de la mortalité juvénile dans le temps, surtout du fait que ni les données ni les résultats de leur analyse ne font apparaître de problèmes manifestes.

C.—Estimation de la mortalité juvénile avec des données classées par durée du mariage

1. Données requises

Ce sont :

a) Le nombre d'enfants nés vivants classés par sexe (voir la note ci-dessous) et par groupe quinquennal de durée du mariage de la mère. La durée du mariage se définit par le temps écoulé depuis le début de la première union, légale ou non;

b) Le nombre d'enfants décédés classés par sexe (voir la note ci-dessous) et par groupe quinquennal de durée du mariage de la mère;

c) Le nombre total de femmes non célibataires dans chaque groupe quinquennal de durée du mariage (par non célibataires, on entend ici ayant conclu au moins une union).

Comme pour les données classées d'après l'âge de la mère, on notera que le classement par sexe des enfants nés vivants et des survivants est souhaitable mais non nécessaire. S'il existe, on peut estimer séparément la mortalité juvénile par sexe; sinon, on peut l'imputer en supposant qu'un certain modèle représente la mortalité effective de la population étudiée. Si on dispose d'un classement par sexe, les taux de masculinité peuvent servir à s'assurer de la cohérence des données.

2. Procédé de calcul

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul de la parité individuelle moyenne. La parité $P(1)$ est celle des femmes dont la première union a duré entre 0 et 5 ans (c'est-à-dire groupe 0-4), $P(2)$ des femmes de la catégorie de 5 à 9 ans et $P(3)$ de celles de la catégorie 10-14 ans. En général :

$$P(i) = CEB(i)/MFP(i) \qquad \text{(C.1)}$$

où $CEB(i)$ désigne le nombre d'enfants nés vivants déclarés par les femmes du groupe de durée i et $MFP(i)$ le nombre total de femmes non célibataires dans ce groupe. On notera qu'ici l'indice i désigne des groupes de durée et non des groupes d'âge. La valeur $i=1$ correspond au premier de ces groupes (mariage ayant duré de 0 à 4 ans), $i=2$ au second (5 à 9 ans), et ainsi de suite.

Opération 2 : calcul de la proportion des enfants décédés pour chaque groupe de durée de la mère. Cette proportion $D(i)$ est définie comme précédemment par

$$D(i) = CD(i)/CEB(i) \qquad \text{(C.2)}$$

où $CD(i)$ désigne le nombre total d'enfants décédés déclarés par les femmes du groupe de durée i et $CEB(i)$ le nombre des enfants nés vivants déclarés par ces femmes.

Opération 3 : calcul des multiplicateurs. Les multiplicateurs $k(i)$ s'obtiennent en portant dans l'équation (C.3) les quotients appropriés calculés avec les parités moyennes obtenues à l'opération 1 et les coefficients du tableau 56. L'équation s'écrit :

$$k(i) = a(i) + b(i)(P(1)/P(2)) + c(i)(P(2)/P(3)). \qquad \text{(C.3)}$$

On notera que le tableau 56 donne les coefficients correspondant à des groupes dont le mariage a duré jusqu'à 30-34 ans. En pratique, on ne dispose souvent de données que pour des groupes jusqu'à 15-19 ou 20-24 ans; ici, on a inclus pour être complet les coefficients correspondant à des durées plus longues, bien qu'ils ne puissent guère servir souvent. On notera aussi que, dans tous les cas, les intervalles utilisés doivent être exactement quinquennaux. Les données se rapportant à des intervalles indéterminés comme 20 ans ou plus ne doivent pas servir à estimer la mortalité juvénile.

Opération 4 : calcul des probabilités de décès et de survie. Chaque probabilité de décès avant l'âge x, $q(x)$, se calcule en appliquant, à la proportion des décès parmi les enfants nés vivants $D(i)$, le multiplicateur correspondant $k(i)$ obtenu à l'opération 3. Il vient :

$$q(x) = k(i)D(i) \qquad \text{(C.4)}$$

pour une paire (x, i) définie au tableau 56 d'où proviennent les coefficients nécessaires pour calculer $k(i)$. Des valeurs de $q(x)$, on tire celles de $l(x)$, qui sont leurs compléments probabilistiques (probabilité de survie de la naissance à l'âge x), en soustrayant de l'unité :

$$l(x) = 1.0 - q(x).$$

Opération 5 : calcul de la période de référence. Comme auparavant, le paramètre $t(x)$ estime le nombre d'années avant l'enquête auquel se rapportent les estimations de la mortalité juvénile obtenues à l'opération 4 quand la mortalité a changé. Ses valeurs s'obtiennent au moyen d'une équation dont le tableau 57 donne la forme et les coefficients dans le cas où les données sont classées par durée du mariage.

3. Exemple détaillé

Les données sur le nombre d'enfants nés vivants et d'enfants survivants tirées d'une enquête menée au Pa-

Tableau 56

COEFFICIENTS D'ESTIMATION DES MULTIPLICATEURS DE LA MORTALITÉ JUVÉNILE, SELON LA VARIANTE DE TRUSSELL, AVEC DES DONNÉES CLASSÉES PAR DURÉE DU MARIAGE

Type (1)	*Groupe de durée* (2)	*Indice i* (3)	*Quotient de mortalité*[a] *q(x)/D(i)* (4)	*Coefficients* a(i) (5)	b(i) (6)	c(i) (7)
Nord	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
Sud	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
Est	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
Ouest	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

Equations d'estimation :

$$k(i) = a(i) + b(i)(P(1)/P(2)) + c(i)(P(2)/P(3))$$

$$q(x) = k(i)D(i)$$

[a] Quotient de la probabilité de décès par la proportion des enfants décédés. Il est égalé au multiplicateur $k(i)$.

nama entre août et octobre 1976 ont été classées non seulement d'après l'âge de la mère, mais aussi d'après le temps écoulé depuis sa première union. Le tableau 58 rassemble les données classées selon cette durée.

Ces données servent d'exemple du procédé fondé sur la durée pour estimer la mortalité juvénile. Seules les données correspondant aux cinq premiers groupes de durée figurent au tableau 58; on n'en dispose pas pour les autres groupes quinquennaux. Ici encore, à titre de contrôle, on vérifie le taux de masculinité des enfants déclarés. Comme dans le cas où ces données sont classées selon l'âge, on s'attend que les valeurs de ces taux pour différentes durées du mariage soient raisonnablement stables et proches de 1,05 (encore qu'on doive tenir compte de la variabilité aléatoire propre aux petits sondages). La colonne (7) du tableau 58 donne ces taux. On les obtient en divisant le nombre de garçons nés vivants par le nombre correspondant de filles. Ceux du tableau 58 ne sont pas exactement constants, mais, sauf pour le groupe de durée 0-4, tous sont suffisamment proches du chiffre attendu. L'écart marqué dans le cas des enfants de femmes mariées seulement pendant quelques années (0-4) est probablement dû au petit nombre de cas considérés. Les probabilités de survie estimées à partir de données correspondant à ce groupe d'âge pourraient bien être entachées de distorsions analogues et devraient être traitées avec réserve.

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul de la parité individuelle moyenne. Ces parités se calculent de la même façon que dans le cas précédent du classement par âge : chacun des chiffres des colonnes (3) et (5) [garçons et filles nés vivants respectivement] du tableau 58 est divisé par le chiffre correspondant de la colonne (2) [femmes non célibataires]. Ainsi, par exemple, pour les garçons :

$$P_m(1) = 836/1\,523 = 0.5489.$$

Les parités moyennes correspondant à l'ensemble des naissances (tableau 59, colonne "enfants des deux sexes") s'obtiennent de même; ou bien, en additionnant les nombres moyens des filles et des garçons ($P_m(i)$ et $P_f(i)$).

Tableau 57

COEFFICIENTS D'ESTIMATION DE LA PÉRIODE DE RÉFÉRENCE $t(x)$[a] À LAQUELLE SE RAPPORTENT LES VALEURS ESTIMATIVES DE $q(x)$ AVEC DES DONNÉES CLASSÉES PAR DURÉE DU MARIAGE

Type de mortalité (1)	*Groupe de durée* (2)	*Indice i* (3)	*Age x* (4)	*Paramètre estimatif* (5)	*Coefficients* a(i) (6)	b(i) (7)	c(i) (8)
Nord	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
Sud	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
Est	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
Ouest	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

Equation d'estimation :

$$t(x) = a(i) + b(i)\,(P(1)/P(2)) + c(i)(P(2)/P(3))$$

[a] Nombre d'années précédant l'enquête.

Tableau 58

ENFANTS NÉS VIVANTS ET ENFANTS SURVIVANTS, PAR SEXE DE L'ENFANT ET DURÉE DU MARIAGE DE LA MÈRE, PANAMA, 1976

Groupe de durée (1)	*Femmes non célibataires* (2)	*Garçons* nés vivants (3)	*Garçons* décédés (4)	*Filles* nées vivantes (5)	*Filles* décédées (6)	*Taux de masculinité des enfants nés vivants* (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

Ainsi, pour les deux sexes réunis, il vient :

$$P_t(2) = (2\,303 + 2\,204)/1\,717 = 2.6249$$

ou bien :

$$P_t(2) = 1.3413 + 1.2836 = 2.6249.$$

Le tableau 59 donne les autres valeurs des parités moyennes.

Tableau 59

PARITÉS MOYENNES PAR SEXE DE L'ENFANT ET DURÉE DU MARIAGE DE LA MÈRE, PANAMA, 1976

Groupe de durée (1)	*Indice i* (2)	*Parité individuelle moyenne* Garçons $P_m(i)$ (3)	Filles $P_f(i)$ (4)	Enfants des deux sexes $P_t(i)$ (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

Opération 2 : calcul de la proportion des enfants décédés pour chaque groupe de durée de la mère. Cette proportion $D(i)$ se calcule au moyen du tableau 58, en divisant le nombre d'enfants décédés [colonnes (4) pour les garçons et (6) pour les filles] par le nombre d'enfants nés vivants [colonnes (3) pour les garçons et (5) pour les filles]. Pour les deux sexes réunis, le nombre de garçons et de filles décédés se calcule en additionnant les chiffres des colonnes (4) et (6) et en divisant par la somme des garçons et filles nés vivants [colonnes (3) et (5)]. Dans chaque cas, $D(2)$ se calcule donc comme suit :

$$D_m(2) = 124/2\,303 = 0.0538$$

$$D_f(2) = 110/2\,204 = 0.0499$$

$$D_t(2) = (124+110)/(2\,303+2\,204) = 0.0519$$

où les indices indiquent s'il s'agit des garçons (m), des filles (f) ou des enfants des deux sexes (t). Le tableau 60 donne toutes les valeurs de $D(i)$.

Tableau 60

PROPORTION DES ENFANTS DÉCÉDÉS PAR SEXE DE L'ENFANT ET DURÉE DU MARIAGE DE LA MÈRE, PANAMA, 1976

Groupe de durée (1)	Indice i (2)	Proportion des enfants décédés: Garçons $D_m(i)$ (3)	Filles $D_f(i)$ (4)	Enfants des deux sexes $D_t(i)$ (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

Opération 3 : calcul des multiplicateurs. Le tableau 56 donne les coefficients nécessaires pour calculer les multiplicateurs $k(i)$. L'équation d'estimation est de la forme :

$$k(i) = a(i) + b(i)(P(1)/P(2)) + c(i)(P(2)/P(3)) \qquad \text{(C.5)}$$

où les quotients $P(1)/P(2)$ et $P(2)/P(3)$ sont les variables indépendantes utilisées. Ici encore, on choisit le type de mortalité Ouest. Etant donné la simplicité de l'équation (C.5), les multiplicateurs $k(i)$ se calculent facilement. Le tableau 61 les rassemble; par exemple :

$$k_m(3) = 1.2446 + (0.0131)(0.4092) + (-0.3555)(0.6462) = 1.0202.$$

Tableau 61

MULTIPLICATEURS APPLICABLES À LA PROPORTION DES ENFANTS DÉCÉDÉS CLASSÉS PAR DURÉE DU MARIAGE, SELON LE TYPE DE MORTALITÉ OUEST, PANAMA, 1976

Groupe de durée (1)	Indice i (2)	Multiplicateurs: Garçons $k_m(i)$ (3)	Filles $k_f(i)$ (4)	Enfants des deux sexes $k_t(i)$ (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

Opération 4 : estimation des probabilités de décès et de survie. Les estimations de $q(x)$, probabilité de décéder entre la naissance et l'âge x, s'obtiennent en multipliant la proportion des décédés $D(i)$ provenant de l'opération 2 par les multiplicateurs $k(i)$ qu'on vient de calculer. Il vient :

$$q(x) = k(i)\ D(i).$$

On veillera à bien choisir des indices qui se correspondent et dont le tableau 56 donne la valeur. Le tableau 62 donne les valeurs de $q(x)$, probabilité de décès, et de $l(x)$, probabilité de survie.

Opération 5 : calcul de la période de référence. La mortalité ayant très probablement changé récemment au Panama, il convient d'estimer la période de référence $t(x)$. Pour cela, il faut connaître les valeurs des quotients $P(1)/P(2)$ et $P(2)/P(3)$, déjà calculées (opération 3, voir tableau 61). Le tableau 57 donne l'équation et les coefficients à utiliser. Le calcul de $t(x)$ est tout simple. Par exemple :

$$t_m(3) = 1.6654 + 4.5855(0.4092) + 0.0233(0.6462) = 3.56.$$

Le tableau 63 donne les valeurs de $t(x)$.

Tableau 62

ESTIMATION DES PROBABILITÉS DE DÉCÈS ET DE SURVIE, PAR SEXE, AVEC DES DONNÉES SUR LA SURVIE JUVÉNILE CLASSÉES PAR DURÉE DU MARIAGE, TYPE OUEST, PANAMA, 1976

Groupe de durée (1)	Indice i (2)	Probabilités de décès $q(x)$ et de survie $l(x)$: Garçons $q(x)$ (3)	Garçons $l(x)$ (4)	Filles $q(x)$ (5)	Filles $l(x)$ (6)	Enfants des deux sexes $q(x)$ (7)	Enfants des deux sexes $l(x)$ (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

Tableau 63

ESTIMATIONS DE LA PÉRIODE DE RÉFÉRENCE $t(x)$[a] À LAQUELLE SE RAPPORTENT LES PROBABILITÉS ESTIMATIVES DE DÉCÈS, TYPE OUEST, PANAMA, 1976

Groupe de durée (1)	Age x (2)	Paramètre estimatif (3)	Estimation de la période de référence[a] Garçons $t_m(x)$ (4)	Filles $t_f(x)$ (5)	Enfants des deux sexes $t_t(x)$ (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] Nombre d'années précédant l'enquête.

4. OBSERVATIONS SUR L'EXEMPLE DÉTAILLÉ

Comme dans le cas de l'analyse des données classées par âge, les données sur la survie juvénile provenant de l'enquête menée au Panama en 1976, classées par durée du mariage, paraissent de bonne qualité. Les taux de masculinité des enfants nés vivants approchent de la valeur escomptée de 1,05, les parités moyennes croissent de façon monotonique avec la durée du mariage et la proportion des enfants décédés croît aussi avec cette durée. La concordance des estimations finales de mortalité, tant interne qu'en ce qui concerne les estimations obtenues par la méthode des données classées par âge, se vérifie commodément en prenant le niveau de mortalité des tables de Coale-Demeny, type Ouest, qui correspond à chaque estimation et en comparant ces niveaux. Le tableau 64 donne les niveaux de mortalité qu'impliquent les estimations de $q(x)$ pour chaque sexe. On les obtient par interpolation avec les tables du type Ouest figurant à l'annexe VIII.

Les niveaux de mortalité ainsi estimés présentent une tendance bien soutenue et concordent raisonnablement par sexe. La moyenne des niveaux de mortalité obtenus avec les données classées par durée dépasse un peu (d'un demi-niveau environ) celle obtenue avec les données classées par âge, mais la période de référence est un peu plus récente, pour toute valeur de x. Donc, bien que les estimations globales à partir de données classées par durée indiquent une mortalité moindre, les différences sont très modérées. Avec l'instabilité des mariages au Panama et le risque qui en résulte que la date de la première union soit inexactement déclarée ou que les unions soient fréquemment rompues, on devra probablement préférer les estimations provenant de données classées par âge.

Tableau 64

NIVEAUX DE MORTALITÉ DES TABLES TYPES OUEST QUI CONCORDENT AVEC LES ESTIMATIONS DE LA MORTALITÉ DES ENFANTS CLASSÉS PAR DURÉE DU MARIAGE, PANAMA, 1976

Age x (1)	Garçons: Niveau de mortalité Ouest (2)	Garçons: Date de référence (3)	Filles: Niveau de mortalité Ouest (4)	Filles: Date de référence (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

D.—Estimation de la mortalité juvénile intercensitaire avec des données sur une cohorte intercensitaire hypothétique

1. DONNÉES REQUISES

Ce sont :

a) Le nombre d'enfants nés vivants classés par groupe quinquennal d'âge de la mère (ou par groupe quinquennal de durée de son mariage quand on peut classer les femmes d'après le temps écoulé depuis leur première union) provenant de deux recensements ou enquêtes distants de 5 ou 10 ans;

b) Le nombre d'enfants survivants (ou son complément, le nombre d'enfants décédés) classés par groupe quinquennal d'âge ou de durée du mariage de la mère pour les mêmes deux recensements ou enquêtes;

c) Le nombre total des femmes dans chaque groupe quinquennal d'âge quand les données sont classées par âge, ou de femmes non célibataires dans chaque groupe quinquennal de durée si les données sont classées selon le temps écoulé depuis la première union, d'après chacune des enquêtes considérées.

On notera que le classement des enfants par sexe est souhaitable, mais non nécessaire. Quand les données ne sont pas classées par sexe, les différences de mortalité juvénile entre eux peuvent s'imputer au moyen de modèles de mortalité.

2. PROCÉDÉ DE CALCUL

Le procédé décrit ici ne diffère de ceux décrits aux sections B et C que par la façon de calculer la proportion des enfants décédés et le nombre moyen des enfants nés vivants de chaque femme (parité moyenne). La proportion des décédés $D(i)$ et la parité moyenne $P(i)$ étant ainsi connues, on calcule les multiplicateurs $k(i)$ et on estime la probabilité $q(x)$ de décéder entre la naissance et l'âge x comme aux opérations 3 et 4 des sous-sections B.2 et C.2.

Ces opérations ne sont donc pas répétées. De plus, le calcul de la proportion des enfants décédés et des parités pour des cohortes hypothétiques étant essentiellement le même, que les données soient classées par âge ou par durée, les opérations requises ne sont décrites que pour le modèle par âge. Quand les données sont classées par durée, les opérations sont les mêmes, sauf qu'elles portent sur les non-célibataires et non plus sur toutes les femmes, et que l'indice i désigne des groupes de durée et non des groupes d'âge.

On notera aussi qu'avec des cohortes hypothétiques, la période de référence $t(x)$ n'a pas de sens défini et qu'il n'est pas nécessaire de l'estimer. De toute façon, l'emploi de données pour une cohorte hypothétique se propose d'obtenir des estimations de la mortalité juvénile se rapportant expressément à la période intercensitaire, de sorte qu'estimer les valeurs de $t(x)$ ne servirait de rien.

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul de la parité moyenne individuelle. Comme dans l'opération 1 des sous-sections B.2 et C.2, pour chaque femme de chaque groupe d'âge (ou de durée), les parités moyennes ou nombre moyen d'enfants nés vivants, *CEB*, ne sont rien d'autre que les quotients du nombre observé d'enfants nés vivants par le nombre de femmes de ce groupe d'âge (ou de durée), *FP*. Dans ce cas, les parités moyennes se calculent pour chaque enquête séparément, l'indice j indiquant celle dont il s'agit. Avec la même notation qu'à la sous-section B.2, il vient :

$$P(i,j) = CEB(i,j)/FP(i,j). \qquad \text{(D.1)}$$

Opération 2 : calcul du nombre moyen d'enfants décédés pour chaque femme. On calcule ce nombre pour chaque groupe d'âge et pour chaque enquête. Appelons $CD(i, j)$ le nombre d'enfants décédés parmi ceux nés des femmes du groupe d'âge i et déclarés à l'enquête j; et $FP(i, j)$ le nombre total des femmes du groupe d'âge i lors de l'enquête j. Le nombre moyen des décès d'enfants nés de femmes appartenant à ce groupe i lors de cette enquête j, appelé $ACD(i, j)$, n'est autre que le quotient de $CD(i, j)$ par $FP(i, j)$, soit :

$$ACD(i,j) = CD(i,j)/FP(i,j). \qquad \text{(D.2)}$$

Opération 3 : estimation de la proportion des enfants décédés pour une cohorte féminine hypothétique. D'ordinaire, la proportion des enfants décédés se calcule en divisant le nombre des décédés par le nombre des nés vivants. Dans le cas d'une cohorte féminine hypothétique, cette proportion se calcule en divisant le nombre moyen des enfants décédés par le nombre moyen des nés vivants par femme de la cohorte. Le nombre moyen des naissances par femme dans une cohorte réelle entre deux enquêtes donne l'accroissement de la parité moyenne de la cohorte d'une enquête à l'autre; et on peut obtenir le nombre moyen d'enfants nés vivants dans une cohorte intercensitaire hypothétique en additionnant ces accroissements (voir chapitre II, section C). Le nombre moyen d'enfants décédés pour une cohorte féminine hypothétique peut s'obtenir de façon analogue, puisque l'accroissement du nombre moyen d'enfants décédés par femme d'une cohorte réelle entre deux enquêtes mesure l'effet de la mortalité durant la période intercensitaire. Pourtant, si la fécondité change, le nombre moyen des enfants décédés pour une cohorte féminine hypothétique ne saurait, strictement parlant, s'obtenir en additionnant les accroissements intercensitaires de différentes cohortes, car les décès intercensitaires comprennent les enfants nés aussi bien entre les enquêtes qu'avant la première; et ces derniers (nés avant la première enquête) seront mal représentés par les parités de la cohorte hypothétique, lesquelles reflètent le changement intercensitaire de la fécondité. On connaît un procédé pour estimer, dans ce cas de fécondité changeante, le nombre d'enfants décédés pour une cohorte hypothétique[12]. Toutefois, sauf déclin de la fécondité d'une rapidité sans précédent, le procédé plus simple décrit ici n'entraîne qu'une très faible erreur. L'autre procédé n'est donc pas exposé.

Donc, si la mortalité change, la fécondité restant constante, la proportion des enfants décédés pour une cohorte intercensitaire hypothétique de femmes se calcule en additionnant les accroissements intercensitaires observés, d'une part, dans le nombre moyen des enfants décédés et, d'autre part, dans la parité moyenne, puis en divisant la première somme par la seconde. En pareil cas, les estimations de la mortalité pour la période intercensitaire peuvent s'obtenir par les procédés décrits à la sous-section B.2 (ou C.2 si les données sont classées par durée du premier mariage).

Suit maintenant une description détaillée du calcul des parités moyennes et du nombre moyen d'enfants décédés pour une cohorte hypothétique. Si la durée de la période intercensitaire est exprimée par n intervalles quinquennaux, le nombre moyen d'enfants nés vivants parmi les femmes du groupe d'âge i dans la cohorte hypothétique qui présente les taux de fécondité intercensitaire, soit $P(i, s)$, s'écrit :

$$P(i,s) = P(i,2) - P(i-n,1) + P(i-n,s). \qquad \text{(D.3)}$$

De même, le nombre moyen d'enfants décédés par femme du groupe d'âge i dans la cohorte hypothétique, soit $ACD(i, s)$, s'écrit :

$$ACD(i,s) = ACD(i,2) - ACD(i-n,1) + ACD(i-n,s). \qquad \text{(D.4)}$$

On notera que, dans les équations (D.3) et (D.4), si i est inférieur ou égal à n, la valeur pour la cohorte hypothétique est censée être égale à la valeur observée lors de la deuxième enquête. Pour estimer la mortalité juvénile, le procédé de la cohorte hypothétique ne présente guère d'intérêt si les enquêtes sont espacées de plus de 10 ans, car, avec un intervalle de 15 ans, la proportion des enfants décédés pour les femmes de moins de 30 ans est estimée

[12] Hania Zlotni et Kenneth H. Hill, "The use of hypothetical cohorts in estimating demographic parameters under conditions of changing fertility and mortality", *Demography*, vol. 18, nº 1 (février 1981), p. 103 à 122.

égale à la proportion déclarée lors de la seconde enquête; donc, les estimations de $q(1)$, $q(2)$ et $q(3)$ ne traduiront pas toute la mortalité intercensitaire effective.

La proportion des décédés dans la cohorte hypothétique, $D(i, s)$, s'obtient alors en divisant le nombre moyen d'enfants décédés [équation (D.4)] par les parités moyennes [équation (D.3)] :

$$D(i,s) = ACD(i,s)/P(i,s). \qquad \text{(D.5)}$$

On notera que, les calculs utilisant des moyennes, peu importe, sauf du fait d'erreurs de sondage, que les deux séries de données proviennent de deux recensements (ou de deux enquêtes), ou l'une d'un recensement et l'autre d'une enquête.

Opération 4 : estimation de la probabilité de décès. Comme on l'a dit, cette estimation de $q(x)$ se fait par les opérations 3 et 4 du procédé de calcul décrit aux sous-sections B.2 et C.2 (pour le classement par âge et par durée respectivement). Ces procédés s'appliquent exactement de même, avec les parités de la cohorte féminine hypothétique $P(i, s)$ et la proportion des décédés $D(i, s)$ correspondant à cette cohorte.

3. Exemple détaillé

On dispose de données sur les enfants nés vivants et survivants en Thaïlande grâce à un échantillon du recensement de 1970 et à deux enquêtes par sondage datant de 1974 et 1975. On s'est servi de moyennes pondérées des données provenant des deux enquêtes qui approchent le plus de celles relatives à une date postérieure de 5 ans exactement à celle du recensement. Toutes ces données figurent au tableau 65.

Opérations 1 et 2 : calcul de la parité moyenne et du nombre moyen d'enfants décédés par femme. Les nombres moyens, par femme, d'enfants nés vivants $P(i, j)$ et décédés $ACD(i, j)$ s'obtiennent en divisant pour chaque groupe féminin d'âge et pour chaque enquête les totaux enregistrés par l'effectif féminin. Ainsi, le nombre moyen des enfants décédés par femme âgée de 25 à 29 ans en 1970 s'écrit :

$$ACD(3, 1) = 274\,526/1\,141\,937 = 0.2404.$$

Le tableau 66 donne les résultats pour tous les groupes d'âge.

Tableau 65

NOMBRE DE FEMMES, ENFANTS NÉS VIVANTS ET ENFANTS DÉCÉDÉS, PAR GROUPE D'ÂGE, THAÏLANDE, 1970 ET 1975

Groupe d'âge (1)	1970[a] Nombre de femmes (2)	1970[a] Enfants nés vivants (3)	1970[a] Enfants décédés (4)	1975[b] Nombre de femmes (5)	1975[b] Enfants nés vivants (6)	1975[b] Enfants décédés (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] Tiré d'un échantillon élargi à 2 p. 100.

[b] Moyenne pondérée des sondages de 1974 et 1975 pour l'enquête sur le mouvement démographique.

Tableau 66

NOMBRE MOYEN, PAR FEMME, D'ENFANTS NÉS VIVANTS ET D'ENFANTS DÉCÉDÉS, PAR GROUPE D'ÂGE DE LA MÈRE, THAÏLANDE, 1970 ET 1975

Groupe d'âge (1)	Indice i (2)	1970 Nombre moyen d'enfants nés vivants P(i, 1) (3)	1970 Nombre moyen d'enfants décédés ACD(i, 1) (4)	1975 Nombre moyen d'enfants nés vivants P(i, 2) (5)	1975 Nombre moyen d'enfants décédés 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

Opération 3 : estimation de la proportion des enfants décédés pour une cohorte féminine hypothétique. L'intervalle entre le recensement de 1970 et la date des données combinées de l'enquête de 1975 est de 5 ans, de sorte que n est égal à 1 dans les équations (D.3) et (D.4). Ainsi, pour le premier groupe d'âge, de 15 à 19 ans, on prend pour parité moyenne et pour nombre moyen d'enfants décédés pour la cohorte féminine hypothétique les valeurs correspondantes de la seconde enquête :

$$P(1, s) = P(1, 2) = 0.1273$$

et

$$ACD(1, s) = ACD(1, 2) = 0.0090.$$

Les valeurs ultérieures s'obtiennent en additionnant successivement les accroissements dans la cohorte. Il vient, pour le second groupe d'âge (20-24) :

$$P(2, s) = P(2, 2) - P(1, 1) + P(1, s)$$
$$= 0.8806 - 0.1301 + 0.1273$$
$$= 0.8778$$

et

$$ACD(2, s) = ACD(2, 2) - ACD(1, 1) + ACD(1, s)$$
$$= 0.0598 - 0.0081 + 0.0090$$
$$= 0.0607.$$

Le tableau 67 présente les résultats. (On trouvera à la sous-section B.4, *c*) du chapitre II une explication plus détaillée du procédé servant à calculer les parités moyennes pour une cohorte hypothétique).

Les parités moyennes et le nombre moyen d'enfants décédés étant ainsi calculés et en prenant garde au mouvement éventuel de la fécondité, l'équation (D.5) donne la proportion des enfants décédés pour la cohorte hypothétique. Ainsi, avec les valeurs du tableau 67, la proportion des enfants décédés parmi ceux nés vivants de femmes âgées de 25 à 29 ans, soit $D(3, s)$, s'écrit :

$$D(3, s) = ACD(3, s)/P(3, s)$$
$$= 0.1578/2.0213 = 0.0781$$

La colonne (5) du tableau 67 donne la série complète des valeurs de $D(i, s)$.

Tableau 67

NOMBRE MOYEN, PAR ÂGE DE LA MÈRE, D'ENFANTS NÉS VIVANTS ET D'ENFANTS DÉCÉDÉS D'UNE COHORTE INTERCENSITAIRE HYPOTHÉTIQUE, THAÏLANDE, 1970-1975

Groupe d'âge (1)	Indice i (2)	Nombre moyen d'enfants nés vivants P(i, s) (3)	Nombre moyen d'enfants décédés ACD(i, s) (4)	Proportion d'enfants décédés 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

Opération 4 : estimation de la probabilité de décès. Les estimations de la probabilité de décès $q(x)$ entre la naissance et l'âge x s'obtiennent par le procédé exposé à la section B.2, avec le type Nord de mortalité. Les valeurs des quotients $P(1)/P(2)$ et $P(2)/P(3)$ sont nécessaires pour estimer les multiplicateurs $k(i)$. Ces quotients s'obtiennent avec les parités donnés au tableau 67, comme suit :

$$P(1, s)/P(2, s) = 0.1273/0.8778 = 0.1450,$$

$$P(2, s)/P(3, s) = 0.8778/2.0213 = 0.4343.$$

Les multiplicateurs $k(i)$ s'obtiennent alors par l'équation figurant au bas du tableau 47 et par les coefficients correspondant au type Nord, figurant au même tableau. Il vient par exemple :

$$k(3) = 1.1884 + (0.0421)(0.1450)$$
$$+ (-0.5156)(0.4343) = 0.9706.$$

La colonne (4) du tableau 68 donne la série complète des multiplicateurs utilisés. Le produit de ces multiplicateurs par la proportion des décédés $D(i, s)$ donne les estimations de la mortalité juvénile intercensitaire. Par exemple, il vient :

$$q(5) = k(4)D(4, s) = 0.0913.$$

La colonne (6) du tableau 68 donne toutes les estimations de $q(x)$. Les niveaux de mortalité des tables types Nord auxquels correspondent ces estimations, calculés en supposant un taux de masculinité à la naissance de 105 garçons pour 100 filles, figurent à la colonne (7). Ils ont été obtenus par interpolation entre les valeurs présentées au tableau 242 (annexe IX) correspondant au type Nord et à un taux de masculinité à la naissance égal à 1,05. A titre de comparaison, le tableau 69 présente les estimations de la mortalité juvénile obtenues à partir des seules données de 1975.

4. OBSERVATIONS SUR L'EXEMPLE DÉTAILLÉ

Les données sur les enfants nés vivants et sur les enfants survivants provenant des deux enquêtes menées en Thaïlande ne sont pas classées par sexe, de sorte qu'on ne peut s'assurer si les taux déclarés de masculinité à la

Tableau 68

ESTIMATION DE LA MORTALITÉ JUVÉNILE, THAÏLANDE, PÉRIODE 1970-1975

Groupe d'âge des femmes (1)	*Indice i (2)*	*Age x (3)*	*Multiplicateurs k(i) (4)*	*Proportion des enfants décédés D(i, s) (5)*	*Probabilité de décès q(x) (6)*	*Niveau de mortalité type Nord (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

naissance sont plausibles. Toutefois, la disponibilité de données à deux dates différentes fait plus que compenser ce défaut, car on peut vérifier la plausibilité des changements de paramètres pour des cohortes réelles. La parité moyenne d'une cohorte devrait augmenter, d'une date à l'autre, d'un montant qui concorde avec le mouvement général de la fécondité selon l'âge; les parités moyennes correspondant à des cohortes réelles (tableau 66) augmentent bien dans chaque cas et de montants qui paraissent acceptables, de sorte que les déclarations des enfants nés vivants faites aux deux dates considérées semblent concorder. Le nombre moyen des enfants décédés pour des cohortes féminines réelles devrait augmenter aussi, pour autant que n'agissent ni migration ni mortalité sélective; les données du tableau 66 satisfont aussi à ce critère bien que, pour les femmes âgées, les nombres moyens d'enfants décédés croissent très peu. Ainsi, on peut conclure que, jusqu'ici, ces vérifications ne font apparaître aucun défaut manifeste des données.

Le mouvement de la proportion des décès parmi les enfants nés vivants $D(i, s)$ fournit un autre test de la qualité des données : on s'attend que cette proportion augmente avec l'âge de la mère, puisque s'étend la durée moyenne de l'exposition de ses enfants au risque de décès. Bien que la proportion des décès déclarés aux deux dates considérées augmente régulièrement avec l'âge de la mère (compte non tenu des femmes âgées de 15 à 19 ans), cette proportion, pour la cohorte hypothétique, décline pour le groupe âgé de 45 à 49 ans, signe d'une omission légère, masquée dans les données originales par les effets d'une mortalité juvénile en baisse.

Il est clair, d'après les estimations des niveaux de mortalité donnés au tableau 68, qu'on ne peut se fier à des estimations de la mortalité juvénile fondées sur des renseignements fournis par des femmes de moins de 20 ans : constatation qui est assez commune. Les estimations pour les femmes âgées de 20 à 44 ans sont parfaitement constantes : elles indiquent que la mortalité juvénile en Thaïlande, de 1970 à 1975, était approximativement égale à celle du niveau 18,5 du type Nord. Les estimations tirées de données concernant les femmes âgées de 45 à 49 ans indiquent une mortalité juvénile un peu moindre, probablement à cause de la légère omission déjà décelée. La constance des estimations de mortalité du tableau 68 s'oppose fortement à celle du tableau 69, qui fait apparaître une mortalité plus forte quand augmente l'âge de la mère, probablement parce que la mortalité juvénile a baissé.

La méthode intercensitaire d'estimation qu'on vient de décrire et d'appliquer à un exemple suppose une fécondité à peu près constante. En Thaïlande, elle baissait avant 1970 et elle a continué pendant toute la période intercensitaire. En pareil cas, l'estimation des décès d'enfants dépasse ce qu'on attendrait d'après les naissances intercensitaires, car elle comprend les décès survenus pendant la période intercensitaire dans des cohortes par naissance plus nombreuses lors de la première enquête (ou recensement dans le cas de la Thaïlande) que celles qui ont servi à constituer la cohorte féminine hypothétique d'après la fécondité intercensitaire. La mortalité juvénile sera donc quelque peu surestimée, d'un montant qui croît avec l'âge de la mère, puisque le quotient du nombre des naissances

Tableau 69

ESTIMATION DE LA MORTALITÉ JUVÉNILE, THAÏLANDE, 1975

Groupe d'âge des femmes (1)	*Indice i (2)*	*Age x (3)*	*Parité individuelle moyenne P(i) (4)*	*Proportion des enfants décédés D(i) (5)*	*Multiplicateurs k(i)[a] (6)*	*Probabilité de décès q(x$_i$) (7)*	*Période de référence[a] t(x) (8)*	*Niveau de mortalité type Nord[b] (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] Avec $P(1)/P(2) = 0{,}1446$ et $P(2)/P(3) = 0{,}4098$.

[b] Nombre d'années précédant l'enquête auquel les estimations se rapportent.

pendant la période intercensitaire par celui des enfants survivants à son début décline avec l'âge de la mère. Ainsi, on s'étonne de constater que les niveaux estimés de mortalité (tableau 68) tendent à croître quelque peu avec l'âge de la mère, alors que cette distorsion méthodologique devrait agir en sens inverse. Zlotnik et Hill[13] ont estimé l'ampleur de cette distorsion dans le cas de la Thaïlande à environ $-0,1$ et $-0,2$, respectivement, du niveau de mortalité pour les estimations tirées des groupes âgés de 25 à 29 et de 30 à 34 ans. Comme ces légères distorsions sont contrecarrées par d'autres défauts, non encore décelés, des données, le niveau moyen, 18,5, fournit une estimation acceptable de la mortalité juvénile intercensitaire.

E.—Estimation de la mortalité juvénile connaissant la fécondité effective de cohortes réelles

1. Base et principe de la méthode

Comme il est dit à la section A, si la fécondité a récemment changé, les quotients observés de parité servant de variables indépendantes pour estimer les multiplicateurs $k(i)$ n'expriment pas convenablement la réalité et les multiplicateurs risquent donc d'être impropres pour estimer la mortalité. Une méthode proposée pour éviter les problèmes posés par la baisse de la fécondité effective consiste à se fonder, pour estimer les multiplicateurs $k(i)$, sur la fécondité effective de cohortes réelles et non sur des quotients de parité qui ne se rapportent qu'à une seule date. Cette méthode est détaillée ci-après.

Comme dans les précédentes, on peut considérer deux types de cohortes, définis respectivement par l'âge et par la durée du premier mariage (ou union). Dans les deux cas, les procédés sont très analogues : aussi n'a-t-on décrit que celui où les données sont classées par âge, en signalant, en tant que de besoin, les variantes nécessaires pour les données classées par durée du premier mariage.

2. Données requises

Ce sont :

a) Le nombre d'enfants nés vivants classés par groupe quinquennal d'âge (ou de durée) de la mère, pour deux enquêtes distantes de 5 ou 10 ans;

b) Le nombre d'enfants décédés (ou survivants) classés par groupe quinquennal d'âge (ou de durée) de la mère pour la plus récente enquête considérée;

c) Le nombre total de femmes (ou de femmes non célibataires) classées par groupe quinquennal d'âge (ou de durée) pour chacune des enquêtes considérées.

Il n'est pas nécessaire de disposer de données sur le nombre d'enfants décédés pour les deux enquêtes considérées. Si toutefois on en dispose, il est fortement recommandé d'utiliser la méthode exposée à la section D pour estimer la mortalité juvénile intercensitaire, bien qu'elle ne tienne pas explicitement compte des effets d'une fécondité changeante.

Comme d'ordinaire, il est bon que les données sur les enfants nés vivants et décédés soient classées par sexe. A défaut, on peut tirer des modèles de mortalité, les différences entre les sexes.

3. Procédé de calcul

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul de la parité individuelle moyenne. Pour calculer cette parité $P(i, j)$, appelons $CEB(i, j)$ le nombre d'enfants nés vivants parmi les femmes du groupe d'âge (ou de durée) i lors de l'enquête j et appelons $PF(i, j)$ le nombre total correspondant de femmes (non célibataires si les données sont classées par durée) du groupe d'âge (ou de durée) i. Alors, comme d'ordinaire, on obtient le nombre moyen d'enfants nés vivants parmi les femmes du groupe d'âge i lors de l'enquête j :

$$P(i,j) = CEB(i,j)/FP(i,j). \qquad \text{(E.1)}$$

Opération 2 : calcul de la proportion des enfants décédés déclarés lors de la seconde enquête. Cette proportion $D(i, 2)$ ne se calcule que pour la seconde enquête (ou recensement). Ainsi, en appelant CD(i, 2) le nombre d'enfants décédés déclarés par les femmes du groupe d'âge i lors de cette enquête, il vient :

$$D(i,2) = CD(i,2)/CEB(i,2). \qquad \text{(E.2)}$$

Opération 3 : calcul des multiplicateurs. C'est ici qu'intervient la fécondité effective des cohortes réelles. Les multiplicateurs $k(i)$ s'estiment au moyen d'équations ajustées aux cas types par régression selon la méthode des moindres carrés et dont la variable indépendante est le quotient des parités se rapportant à une cohorte féminine à deux dates différentes. Donc, si les enquêtes sont espacées de 5 ans, ces quotients sont de la forme $P(i-1, 1)/P(i, 2)$; et si elles sont espacées de dix ans, de la forme $P(i-2, 1)/P(i, 2)$. L'équation utilisée, les coefficients ajustés et la forme des quotients de parité correspondants figurent aux tableaux 70 à 73. Les tableaux 70 et 71, d'une part, 72 et 73, d'autre part, doivent servir respectivement selon que les données sont classées par âge ou par durée du premier mariage. Dans ces deux paires, on doit prendre le premier ou le deuxième tableau selon que les enquêtes sont espacées de 5 ou 10 ans. Le tableau approprié étant choisi, le calcul des multiplicateurs est simple, comme le montrent les exemples détaillés.

Opération 4 : estimation des probabilités de décès. Les estimations de $q(x)$, probabilité de décéder entre la naissance et l'âge x, s'obtiennent en faisant le produit des proportions observées de décédés $D(i, 2)$ par les multiplicateurs $k(i)$ calculés à l'opération 3.

Opération 5 : estimation de la période de référence. Le recours à la fécondité effective de cohortes réelles pour estimer les multiplicateurs k(i) tient certes compte des mouvements de la fécondité, mais nullement de ceux de la mortalité. Donc, si des signes indiquent un déclin récent de celle-ci, il importe de connaître la période à laquelle se rapportent véritablement les estimations de $q(x)$ données par l'opération précédente. L'estimation de cette période

[13] *Ibid.*

Tableau 70

COEFFICIENTS SERVANT À ESTIMER LES MULTIPLICATEURS $k(i)$, D'APRÈS LA FÉCONDITÉ EFFECTIVE DE COHORTES RÉELLES, AVEC DES DONNÉES CLASSÉES PAR ÂGE DE LA MÈRE ET UN INTERVALLE INTERCENSITAIRE DE CINQ ANS

Mortalité type (1)	*Groupe d'âge* (2)	*Indice i* (3)	*Age x* (4)	*Quotients des parités pour deux enquêtes successives* $P(i-1, 1)/P(i, 2)$ (5)	*Coefficients*	
					a(i) (6)	*b(i)* (7)
Nord	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
Sud	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
Est	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
Ouest	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

Equations d'estimation :

$$k(i) = a(i) + b(i)\, P(i-1, 1)/P(i, 2)$$
$$q(x) = k(i)\, D(i, 2)$$

Tableau 71

COEFFICIENTS SERVANT À ESTIMER LES MULTIPLICATEURS $k(i)$, D'APRÈS LA FÉCONDITÉ EFFECTIVE DE COHORTES RÉELLES AVEC DES DONNÉES CLASSÉES PAR ÂGE DE LA MÈRE ET UN INTERVALLE INTERCENSITAIRE DE DIX ANS

Mortalité type (1)	*Groupe d'âge* (2)	*Indice i* (3)	*Age x* (4)	*Quotients des parités pour deux enquêtes successives* $P(i-1, 1)/P(i, 2)$ (5)	*Coefficients*	
					a(i) (6)	*b(i)* (7)
Nord	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
Sud	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
Est	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
Ouest	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

Equations d'estimation :

$$k(i) = a(i) + b(i)\, P(i-2, 1)/P(i, 2)$$
$$q(x) = k(i)\, D(i, 2)$$

de référence $t(x)$, c'est-à-dire du nombre d'années précédant la seconde enquête auquel se rapporte la valeur correspondante de $q(x)$, s'opère au moyen d'équations dont les coefficients ont été obtenus au moyen d'une régression par la méthode des moindres carrés appliquée aux données fournies par des courbes types. Ces coefficients figurent aux tableaux 74 à 77. Ces tableaux sont rangés dans le même ordre que ceux qui ont servi à calculer les multiplicateurs. Les deux premiers et les deux derniers servent respectivement selon que les données sont classées par âge ou par durée du mariage. Dans chaque paire, le premier et le second servent respectivement selon que la période intercensitaire est de 5 ou de 10 ans. Les exemples suivants montrent comment les utiliser.

Tableau 72

COEFFICIENTS SERVANT À ESTIMER LES MULTIPLICATEURS $k(i)$, D'APRÈS LA FÉCONDITÉ EFFECTIVE DE COHORTES RÉELLES, AVEC DES DONNÉES CLASSÉES PAR DURÉE DU MARIAGE ET UN INTERVALLE INTERCENSITAIRE DE CINQ ANS

Mortalité type (1)	*Groupe d'âge* (2)	*Indice* i (3)	*Age* x (4)	*Quotients des parités pour deux enquêtes successives* $P(i-1,1)/P(i,2)$ (5)	*Coefficients* $a(i)$ (6)	$b(i)$ (7)
Nord	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
Sud	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
Est	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
Ouest	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

Equations d'estimation :

$$k(i)=a(i)+b(i)\,P(i-1,1)/P(i,2)$$
$$q(x)=k(i)\,D(i,2)$$

Tableau 73

COEFFICIENTS SERVANT À ESTIMER LES MULTIPLICATEURS $k(i)$, D'APRÈS LA FÉCONDITÉ EFFECTIVE DE COHORTES RÉELLES, AVEC DES DONNÉES CLASSÉES PAR DURÉE DU MARIAGE ET UN INTERVALLE INTERCENSITAIRE DE DIX ANS

Mortalité type (1)	*Groupe d'âge* (2)	*Indice* i (3)	*Age* x (4)	*Quotients des parités pour deux enquêtes successives* $P(i-1,1)/P(i,2)$ (5)	*Coefficients* $a(i)$ (6)	$b(i)$ (7)
Nord	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
Sud	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
Est	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
Ouest	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

Equations d'estimation :

$$k(i)=a(i)+b(i)\,P(i-2,1)/P(i,2)$$
$$q(x)=k(i)\,D(i,2)$$

Tableau 74

COEFFICIENTS REQUIS POUR ESTIMER LA PÉRIODE DE RÉFÉRENCE $t(x)$[a], D'APRÈS LA FÉCONDITÉ EFFECTIVE DE COHORTES RÉELLES, AVEC DES DONNÉES CLASSÉES PAR ÂGE ET UN INTERVALLE INTERCENSITAIRE DE CINQ ANS

Groupe d'âge (1)	*Indice* i (2)	*Age* x (3)	*Quotients des parités pour deux enquêtes successives* $P(i-1,1)/P(i,2)$ (4)	*Coefficients* $a(i)$ (5)	$b(i)$ (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

Equation d'estimation :

$$t(x)=a(i)+b(i)\,P(i-1,1)/P(i,2)$$

[a] Nombre d'années précédant l'enquête auquel les estimations se rapportent.

Tableau 75

COEFFICIENTS REQUIS POUR ESTIMER LA PÉRIODE DE RÉFÉRENCE $t(x)$[a], D'APRÈS LA FÉCONDITÉ EFFECTIVE DE COHORTES RÉELLES, AVEC DES DONNÉES CLASSÉES PAR ÂGE ET UN INTERVALLE INTERCENSITAIRE DE DIX ANS

Groupe d'âge (1)	*Indice* i (2)	*Age* x (3)	*Quotients des parités pour deux enquêtes successives* $P(i-1, 1)/P(i, 2)$ (4)	*Coefficients* $a(i)$ (5)	$b(i)$ (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

Equation d'estimation :

$$t(x) = a(i) + b(i)\, P(i-2, 1)/P(i, 2)$$

[a]Voir tableau 74, note a.

Tableau 76.

COEFFICIENTS REQUIS POUR ESTIMER LA PÉRIODE DE RÉFÉRENCE $t(x)$[a], D'APRÈS LA FÉCONDITÉ EFFECTIVE DE COHORTES RÉELLES, AVEC DES DONNÉES CLASSÉES PAR DURÉE DU MARIAGE ET UN INTERVALLE INTERCENSITAIRE DE CINQ ANS

Groupe d'âge (1)	*Indice* i (2)	*Age* x (3)	*Quotients des parités pour deux enquêtes successives* $P(i-1, 1)/P(i, 2)$ (4)	*Coefficients* $a(i)$ (5)	$b(i)$ (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

Equation d'estimation :

$$t(x) = a(i) + b(i)\, P(i-1, 1)/P(i, 2)$$

[a] Voir tableau 74, note a.

Tableau 77

COEFFICIENTS REQUIS POUR ESTIMER LA PÉRIODE DE RÉFÉRENCE $t(x)$[a], D'APRÈS LA FÉCONDITÉ EFFECTIVE DE COHORTES RÉELLES, AVEC DES DONNÉES CLASSÉES PAR DURÉE DU MARIAGE ET UN INTERVALLE INTERCENSITAIRE DE DIX ANS

Groupe d'âge (1)	*Indice* i (2)	*Age* x (3)	*Quotients des parités pour deux enquêtes successives* $P(i-1, 1)/P(i, 2)$ (4)	*Coefficients* $a(i)$ (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

Equation d'estimation :

$$t(x) = a(i) + b(i)\, P(i-2, 1)/P(i, 2)$$

[a] Voir tableau 74, note a.

4. EXEMPLES DÉTAILLÉS

La présente section propose deux exemples : celui utilisé à la section précédente concernant la Thaïlande, pour montrer le procédé d'estimation appliqué avec un intervalle intercensitaire de 5 ans; et le cas du Brésil, où des données sur les enfants nés vivants et les enfants survivants ont été réunies lors de plusieurs des recensements décennaux.

a) *Thaïlande, 1970-1975*

Les données disponibles pour les années 1970 et 1975 en Thaïlande figurent au tableau 65. Avec ces données, il suffit, pour estimer la mortalité juvénile, de la proportion des enfants décédés déclarés la seconde fois et des changements de parité qui se sont produits dans les différentes cohortes féminines par naissance.

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul de la parité individuelle moyenne. Les valeurs de cette parité $P(i, j)$ ont déjà été calculées à l'opération 1, dans l'exemple détaillé donné à la sous-section D.3, et figurent au tableau 66.

Opération 2 : calcul de la proportion des enfants décédés déclarés lors de la seconde enquête (ici 1975). Cette proportion, $D(i, 2)$, se calcule directement à partir des données du tableau 65 en divisant le nombre d'enfants décédés par celui des enfants nés vivants pour chaque groupe d'âge de la mère. Par exemple :

$$D(4, 2) = 2\,375/22\,969 = 0.1034.$$

Toutes les valeurs de $D(i, 2)$ figurent au tableau 78.

Opération 3 : calcul des multiplicateurs. Les variables indépendantes nécessaires pour estimer les multiplicateurs $k(i)$ sont les quotients des parités moyennes observées pour des cohortes réelles aux deux dates considérées. Ils sont de la forme $P(i-1, 1)/P(i, 2)$, l'intervalle étant de 5 ans. Leurs valeurs figurent à la colonne (5) du tableau 78. Ainsi, pour $i = 4$:

$$P(3, 1)/P(4, 2) = 2.4479/3.5293 = 0.6936$$

les valeurs de $P(i-1, 1)$ et $P(i, 2)$ étant tirées du tableau 66.

Ces quotients étant calculés, on estime les valeurs de $k(i)$ avec les coefficients du tableau 70. Comme dans l'exemple donné à la sous-section D.3, on choisit le type Nord de mortalité. Le tableau 78 donne les valeurs de $k(i)$. Par exemple, pour $k(4)$, elle s'obtient ainsi :

$$k(4) = 1.3408 + (-0.5210)(0.6936) = 0.9749.$$

Opération 4 : calcul de la probabilité de décès. L'estimation de cette probabilité $q(x)$ est égale au produit de la proportion des enfants décédés $D(i, 2)$ par les multiplicateurs $k(i)$. On notera que, cette fois, il n'a pas été possible d'estimer $q(1)$ et qu'il n'y a donc pas de multiplicateur pour $D(1, 2)$. Les valeurs de $q(x)$ figurent à la colonne (7) du tableau 78.

Opération 5 : calcul de la période de référence. Avec les coefficients présentés au tableau 74 et les quotients qui ont servi à calculer $k(i)$, qu'on porte dans l'équation d'estimation donnée au bas du même tableau, on obtient les valeurs de la période de référence $t(x)$. Par exemple :

$$t(2) = 1.3999 + (5.9156)(0.1477) = 2.3.$$

Cette valeur signifie que l'estimation de $q(2)$ donnée par l'opération 4 se rapporte à environ 2,3 années avant la seconde enquête. On peut donc dire que $q(2)$ représente à peu près la mortalité juvénile de 1973, puisque les données de la seconde enquête représentent la situation en 1975. Le tableau 78 donne la série complète des valeurs de $t(x)$.

La colonne (9) de ce tableau 78 donne les niveaux de mortalité pour le type Nord des tables de Coale-Demeny qui concordent avec les valeurs estimatives de $q(x)$. Ici encore, ces niveaux indiquent une baisse de la mortalité juvénile. Leurs valeurs concordent parfaitement avec celles du tableau 69, où les estimations de la mortalité juvénile proviennent uniquement des données de 1975. Peut-être pourraient-elles indiquer un déclin plus rapide de la mortalité.

b) *Brésil, 1960-1970*

Le tableau 79 présente les données sur les enfants nés vivants et survivants réunies pour l'ensemble du Brésil au cours des recensements de 1960 et de 1970 (qui ont tous deux eu lieu un 1er septembre). Cette mine de données permet d'appliquer la plupart des méthodes décrites au présent chapitre. Leur application détaillée ayant déjà été exposée dans les exemples précédents, elle n'est pas reprise ici, où on se borne à donner les résultats de chacune.

Auparavant, il faut signaler que la question utilisée dans le recensement de 1960 pour obtenir des renseignements sur les enfants nés vivants était mal rédigée : donc, les données réunies présentent une nette distorsion. En effet, on demandait aux femmes en âge de procréer : "Combien d'enfants avez-vous eus ?" et non : "Combien d'enfants nés vivants avez-vous eus ?". Il est donc probable que les renseignements de 1960 sur le nombre d'enfants nés vivants comprennent aussi les mort-nés. Aussi faut-il corriger ce nombre de façon à les exclure avant d'utiliser les données de 1960 pour estimer la mortalité juvénile. La correction consiste à le multiplier par 0,97, dans l'hypothèse que la proportion des mort-nés est de 0,03. Pour exploiter les données analogues réunies lors du recensement de 1950, on avait, à cet effet, multiplié par 0,05[14]. Ce coefficient se fondait sur la proportion des mort-nés indiquée par le recensement de 1940, qui distinguait nettement entre nés vivants et mort-nés. Selon ce recensement, la proportion de ces derniers était de 7 p. 100, mais on a retenu 5 p. 100 pour le fait que les femmes auraient moins tendance à déclarer tous leurs mort-nés si on leur posait une seule question sur leurs enfants nés vivants que si on leur en posait deux, l'une sur les nés vivants et l'autre sur les mort-nés.

On dispose maintenant de plus de renseignements sur la fréquence des mort-nés au Brésil. Deux questions séparées, l'une sur les mort-nés et l'autre sur les nés vivants, ont été posées lors du recensement de 1970 et de plusieurs enquêtes nationales par sondage réalisées au cours des 10 années suivantes. De toutes ces données, il

[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* (Rio de Janeiro, Fundação Instituto Brasileiro de Demografia e Estatistica, 1970); et J. A. M. Carvalho, "Regional trends of fertility and mortality in Brazil", *Population Studies*, vol. XXVIII, nº 3 (novembre 1974), p. 401 à 421.

Tableau 78

ESTIMATION DE LA MORTALITÉ JUVÉNILE À PARTIR DE DONNÉES DE 1975, COMPTE TENU DE LA FÉCONDITÉ EFFECTIVE DES COHORTES EN THAÏLANDE

Groupe d'âge (1)	*Indice i* (2)	*Age x* (3)	*Proportion des enfants décédés D(i, 2)* (4)	*Quotients des parités pour deux enquêtes successives P(i − 1, 1)/P(i, 2)* (5)	*Multiplicateurs k(i)* (6)	*Probabilité de décès q(i)* (7)	*Période de référence t(x)* (8)	*Niveau de mortalité type Nord* (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

Tableau 79

DONNÉES SUR LES ENFANTS NÉS VIVANTS ET SURVIVANTS, BRÉSIL, 1960 ET 1970 (MILLIERS)

Groupe d'âge (1)	1960				1970		
	Nombre de femmes (2)	Enfants nés vivants (3)	Enfants nés vivants (nombre corrigé) (4)	Enfants survivants (5)	Nombre de femmes (6)	Enfants nés vivants (7)	Enfants survivants (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

ressort que la proportion des mort-nés déclarés est tombée à environ 0,05 (0,045 serait peut-être plus exact); donc, une correction de 5 p. 100 semble trop forte pour les données de 1960, d'autant que, comme on sait, les femmes ont tendance à ne pas déclarer tous les enfants qu'elles ont eus. A titre de compromis, on a accepté une correction de 3 p. 100. Le nombre corrigé des enfants nés vivants par groupe d'âge de la mère en 1960 figure à la colonne (4) du tableau 79.

Le tableau 80 présente les résultats des opérations requises pour estimer la mortalité juvénile à partir des renseignements réunis en 1960 (voir sous-section B.2). On notera que les niveaux de mortalité qu'impliquent les estimations de $q(x)$ sont assez analogues, sauf celui qui correspond à $q(1)$, lequel s'écarte manifestement du reste, probablement parce que la mortalité juvénile n'est pas indépendante de l'âge de la mère (voir sous-section A.1).

On notera que le tableau 79 donne le nombre d'enfants survivants et non celui des décédés, lequel s'obtient donc par soustraction.

Le tableau 81 donne les estimations de la mortalité juvénile obtenues à partir des seuls renseignements de 1970 (voir sous-section B.2). Là encore, l'estimation de $q(1)$ ne concorde pas avec les autres. En général, le niveau de la mortalité juvénile semble marquer un progrès depuis 1960.

Il est bon de remarquer que, si on estime la mortalité juvénile à partir d'une seule série de données, les valeurs de $q(1)$, $q(2)$, $q(3)$ et $q(5)$ se rapportent approximativement à 1, 2, 3, 4 et 6 années avant le recensement considéré. Il en va de même des dates de référence pour les estimations ordinaires de cette mortalité.

Les tableaux 82 et 83 résument les opérations nécessaires pour obtenir les estimations intercensitaires (voir section D). Le nombre moyen d'enfants décédés s'obtient ici en soustrayant le nombre d'enfants survivants du nombre total d'enfants nés vivants et en divisant le résultat par le nombre de femmes dans le groupe d'âge correspondant. Par exemple :

$$ACD(3, 1) = (6\,658 - 5\,624)/2\,701 = 0.3828;$$

$$ACD(2, 2) = (4\,182 - 3\,653)/4\,309 = 0.1228.$$

Le tableau 83 présente les résultats. On notera que les niveaux de mortalité de la période intercensitaire coïncident presque avec ceux tirés de celle donnée de 1970 et qu'à l'exclusion de $q(1)$, ils concordent assez bien.

Enfin, si les estimations pour 1970 se fondent sur la fécondité effective de cohortes réelles, on obtient presque les mêmes niveaux de mortalité (voir tableau 84). Cette constance rassure. Elle permet de conclure que le taux moyen de mortalité type Ouest lors de la période 1960-1970, mesuré par la mortalité juvénile, est d'environ 14.5.

Tableau 80

ESTIMATION DE LA MORTALITÉ JUVÉNILE AVEC DES MULTIPLICATEURS FONDÉS SUR LE TYPE DE MORTALITÉ OUEST, BRÉSIL, 1960

Groupe d'âge (1)	Indice i (2)	Age x (3)	Parité individuelle moyenne $P(i)$[a] (4)	Proportion des enfants décédés $D(i)$ (5)	Multiplicateurs $k(i)$[b] (6)	Probabilité de décès $q(x)$ (7)	Période de référence[c] $t(x)$ (8)	Niveau de mortalité type Ouest (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] Corrigée pour exclure les mort-nés.

[b] Pour $P(1)/P(2) = 0.1138$ et $P(2)/P(3) = 0,4335$.

[c] Nombre d'années précédant l'enquête auquel les estimations se rapportent.

Tableau 81

ESTIMATION DE LA MORTALITÉ JUVÉNILE AVEC DES MULTIPLICATEURS FONDÉS SUR LE TYPE DE MORTALITÉ OUEST, BRÉSIL, 1970

Groupe d'âge (1)	Indice i (2)	Age x (3)	Parité individuelle moyenne $P(i)$ (4)	Proportion des enfants décédés $D(i)$ (5)	Multiplicateurs $k(i)$[a] (6)	Probabilité de décès $q(x)$ (7)	Période de référence[b] $t(x)$ (8)	Niveau de mortalité type Ouest (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] Avec $P(1)/P(2) = 0.1223$ et $P(2)/P(3) = 0,3998$.

[b] Voir tableau 80, note c.

Tableau 82

ESTIMATION DE LA MORTALITÉ JUVÉNILE POUR LA PÉRIODE INTERCENSITAIRE 1960-1970, LES DONNÉES DE 1960 SUR LES ENFANTS NÉS VIVANTS ÉTANT CORRIGÉES POUR EXCLURE LES MORT-NÉS, BRÉSIL

Groupe d'âge (1)	Indice i (2)	Nombre moyen d'enfants nés vivants		Nombre moyen d'enfants décédés		
		1960 P(i, 1)[a] (3)	1970 P(i, 2) (4)	1960 ACD(i, 1) (5)	1970 ACD (i, 2) (6)	Période intercensitaire 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] Corrigé pour exclure les mort-nés.

Tableau 83

ESTIMATION INTERCENSITAIRE DE LA MORTALITÉ JUVÉNILE, BRÉSIL, 1960-1970

Groupe d'âge (1)	Indice i (2)	Age x (3)	Parité individuelle moyenne P(i, s) (4)	Proportion des enfants décédés D(i, s) (5)	Multiplicateurs k(i) [a] (6)	Probabilité de décès q(x) (7)	Niveau de mortalité type Ouest (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] Pour $P(1)/P(2) = 0.1223$ et $P(2)/P(3) = 0{,}4003$.

Tableau 84

ESTIMATION DE LA MORTALITÉ JUVÉNILE FONDÉE SUR LA FÉCONDITÉ EFFECTIVE DE COHORTES RÉELLES, BRÉSIL, 1970

Groupe d'âge (1)	Indice i (2)	Age x (3)	Quotients des parités pour deux recensements successifs P(i − 2, l)/P(i, 2) (4)	Multiplicateurs k(i) (5)	Probabilité de décès q(x) (6)	Période de référence [a] t(i) (7)	Niveau de mortalité, type Ouest (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] Nombre d'années précédant l'enquête auquel les estimations se rapportent.

RÉFÉRENCES ADDITIONNELLES

Brass, William. Cuatro lecciones de William Brass. Santiago de Chile, Centro Latinoamericano de Demografía, 1977. (CELADE série D, 91.)

Brass, William *et al.* The demography of tropical Africa. Princeton, New Jersey, Princeton University Press, 1968.

Hill, K, et J. Trussell. Further developments in indirect mortality estimation. *Population studies* (Londres) 31(2):313-333, juillet 1977.

Trussell, T. J. et K. Hill. Fertility and mortality estimated from the Panama Retrospective Demographic Survey, 1976. *Population studies* (Londres) 34(3):551-563, novembre 1980.

Nations Unies. Département des affaires économiques et sociales, Manuel IV. Méthodes permettant d'estimer les mesures démographiques fondamentales à partir de données incomplètes (Etudes démographiques, 42), numéro de vente : E.67.XIII.2.

Chapitre IV

ESTIMATION DES PROBABILITÉS DE SURVIE ADULTE À PARTIR DE RENSEIGNEMENTS SUR L'ORPHELINAGE ET LE VEUVAGE

A. — Fondement des méthodes

1. Nature et emploi des données indirectes sur la mortalité adulte

Le chapitre III décrivait comment des renseignements sur la survie des proches parents — renseignements donnés par les mères sur la survie de leurs enfants — peuvent servir à des estimations indirectes de la mortalité juvénile. Le principe peut s'étendre à des renseignements sur la survie d'autres proches parents. Le présent chapitre expose les procédés permettant d'obtenir des estimations de la mortalité adulte à partir de renseignements concernant la survie des pères et mères et des conjoints. Dans les deux cas, on sait que la personne visée vivait lors d'un précédent événement (naissance de l'enquêté pour les mères, sa conception pour les pères et mariage pour les conjoints); et on dispose de certains renseignements sur le temps où cette personne a été exposée au risque de décès considéré et sur l'âge au début de cette exposition. Les données nécessaires proviennent d'ordinaire d'enquêtes par sondage et, occasionnellement, de recensements. Gros avantage de ces méthodes d'estimation de la mortalité, elles se fondent sur des renseignements fournis par des questions dont la réponse est simple et facile. Normalement, on demande, pour l'orphelinage : "Votre père est-il vivant ?" et "Votre mère est-elle vivante ?", les trois réponses possibles étant oui, non ou j'ignore. Pour le veuvage, on demande à tous les non-célibataires enquêtés si leur premier conjoint vit toujours, les réponses possibles étant encore oui, non ou j'ignore. Il faut préciser que le terme "orphelinage" s'emploie ici dans un sens assez inhabituel, car il ne désigne que les orphelins simples. Ainsi, dans l'exposé des méthodes fondées sur la proportion de ceux dont la mère survit, un enquêté orphelin est celui dont la mère est décédée, que son père vive encore ou non.

Preston[1] signale que les données sur la survie juvénile recueillies auprès de l'ensemble des femmes fournissent des renseignements sur la proportion globale de ceux dont la mère survit. Dans une population close, le nombre des enfants survivants déclarés par toutes les femmes quel que soit leur âge doit être égal au nombre des personnes dont la mère survit. Si on ne dispose pas de renseignements directs sur les orphelins, on peut estimer itérativement le niveau de mortalité adulte en trouvant le niveau de mortalité qui, combiné avec la répartition observée par âge et les taux de fécondité par âge, donne la même proportion globale d'orphelins que celle calculée à partir de données sur la survie juvénile. Si on dispose de données sur la survie de la mère, on peut vérifier la concordance du nombre déclaré d'enquêtés dont la mère survit avec le nombre total déclaré d'enfants survivants : une tendance à omettre des enfants survivants réduira le nombre de ces derniers, et une tendance à mal déclarer les mères survivantes augmentera le nombre des premiers, de sorte que les erreurs typiques entachant les deux catégories de données se verront nettement.

Les renseignements sur la survie des pères et mères ou des conjoints n'indiquent que la mortalité adulte, puisque l'exposition au risque de décès considéré, pour la personne visée, commence à son âge adulte, lors de la naissance, de la conception ou du mariage de l'enquêté. Ainsi, strictement parlant, ces données ne devraient servir qu'à estimer les probabilités de survie entre deux âges adultes. Le premier groupe de techniques présentées dans ce chapitre permet d'estimer ces probabilités "conditionnelles", et c'est pourquoi elles sont appelées ainsi. Toutefois, si on dispose d'une estimation du niveau de mortalité juvénile, sous la forme d'une estimation de $l(2)$ et qu'on puisse faire quelque hypothèse sur la forme de la relation entre mortalité juvénile et mortalité adulte dans la population étudiée, les renseignements sur la mortalité juvénile combinés avec un indicateur de la mortalité adulte permettent d'estimer une probabilité inconditionnelle de survie, c'est-à-dire la probabilité de survie de la naissance jusqu'à un certain âge adulte. Le second groupe de méthodes présentées dans ce chapitre, dites méthodes "directes", permet cette estimation. En choisissant l'une ou l'autre de ces deux démarches, on se souviendra que les estimations de la survie conditionnelle dépendent moins des modèles adoptés mais sont plus difficiles à intégrer dans une table complète que les estimations directes, lesquelles sont déterminées, dans une très large mesure, par les estimations de la mortalité juvénile servant à les calculer.

Les estimations de la mortalité adulte tirées de renseignements sur la survie des proches parents représentent des moyennes de la mortalité effective au cours de la période pendant laquelle les parents étaient exposés au risque de décès. Si la mortalité a changé de façon régulière, chaque estimation a sa propre période de référence : c'est-à-dire que, pour une des périodes précédant l'enquête, existe une table périodique présentant précisément la probabilité de survie estimée. Le nombre t d'années écoulées avant l'enquête qui définit la période en question dépendra surtout de l'exposition moyenne des personnes visées et de l'intervalle d'âge moyen correspondant; en général, ce

[1] Samuel H. Preston, "Estimating adult female mortality from reports on number of children surviving", University of Pennsylvania, *Population Studies*, 1980 (ronéotypé).

nombre t est un peu inférieur à la moitié de l'exposition moyenne. Il est possible d'estimer la période à laquelle se rapportent les probabilités de survie tirées d'une seule enquête moyennant certaines hypothèses sur la régularité de la tendance de la mortalité. Brass et Bamgboye[2] ont proposé une méthode à cet effet. En outre, si on dispose de données provenant de deux enquêtes distantes de 5 ou 10 ans, il est possible d'en tirer des estimations concernant la période intercensitaire en reconstituant la fécondité effective d'une cohorte intercensitaire hypothétique.

2. Disposition du présent chapitre

Toutes les méthodes d'estimation présentées dans ce chapitre partagent deux caractéristiques : elles permettent d'estimer les probabilités de survie jusqu'à des âges adultes (au-delà de 20 ans); et elles utilisent des données sur la survie des proches parents ou alliés (pères et mères et conjoints). On peut les classer en plusieurs catégories selon qu'elles permettent d'estimer des probabilités directes ou conditionnelles de survie et selon le genre de données qu'elles requièrent : renseignements sur l'orphelinage ou sur le veuvage. Les sections suivantes sont disposées conformément à cette classification. Pour aider le lecteur à choisir la méthode qui convient le mieux à une application particulière, en voici la brève description (voir aussi tableau 85).

Section B. — Estimation de la survie adulte conditionnelle. Cette section présente des méthodes qui permettent d'estimer les probabilités conditionnelles de survie, c'est-à-dire les probabilités de survie jusqu'à l'âge x quand la population visée a déjà survécu jusqu'à l'âge y, inférieur à x. Cette section se divise en deux parties, consacrées aux

[2] William Brass et E. A. Bamgboye, "The time location of reports of survivorship: estimates for maternal and paternal orphanhood and the ever-widowed", Working Paper, n° 81-1, London School of Hygiene and Tropical Medicine, Centre for Population Studies, 1981.

Tableau 85

GUIDE SCHÉMATIQUE DES MATIÈRES DU CHAPITRE IV

Section	*Sous-section et méthode*	*Genre de données requises*	*Paramètres estimatifs*
B.—Estimation de la survie adulte conditionnelle	B.2 *b*) Données sur les orphelins de mère : méthode de Brass	Nombre d'enquêtés dont la mère est vivante (ou décédée) classés par groupe quinquennal d'âge Nombre total d'enquêtés classés par groupe quinquennal d'âge Nombre d'enquêtés ne sachant ou ne déclarant pas si leur mère survit Nombre de naissances survenues une certaine année classées par groupe quinquennal d'âge de la mère	Probabilités de survie de 25 ans à 35, 40, 45, . . . , 85 ans pour les femmes
	B.2 *b*) Données sur les orphelins de père : méthode de Brass	Nombre d'enquêtés dont le père est vivant (ou décédé) classés par groupe quinquennal d'âge Nombre total d'enquêtés classés par groupe quinquennal d'âge Nombre d'enquêtés ne sachant ou ne déclarant pas si leur père survit Nombre de naissances survenues une certaine année classées par groupe quinquennal d'âge du père (ou de la mère, à défaut)	Probabilités de survie de 32,5 ans à 45, 50, 55, . . . 90 ans; ou probabilités de survie de 37,5 ans à 50, 55, 60, . . . , 95 ans (selon la valeur de M, âge moyen des pères à la naissance de leurs enfants) pour les hommes
	B.2 *c*) Données sur les orphelins de mère : méthode de régression	Nombre d'enquêtés dont la mère est vivante (ou décédée) classés par groupe quinquennal d'âge Nombre total d'enquêtés classés par groupe quinquennal d'âge Nombre d'enquêtés ne sachant ou ne déclarant pas si leur mère survit Nombre de naissances survenues une certaine année classées par groupe quinquennal d'âge de la mère	Probabilités de survie de 25 ans à 35, 40, 45, . . . , 75 ans pour les femmes Il s'agit de la période à laquelle se rapporte chaque probabilité ainsi estimée quand la mortalité change
	B.2 *d*) Données sur les orphelins de mère provenant de deux enquêtes	Nombre d'enquêtés dont la mère est vivante (ou décédée) classés par groupe quinquennal d'âge, pour deux enquêtes distantes de cinq ou dix ans Nombre total d'enquêtés classés par groupe quinquennal d'âge pour les deux mêmes enquêtes Nombre d'enquêtés ne déclarant pas si leur mère survit lors des deux mêmes enquêtes Nombre de naissances survenues une certaine année (de préférence pendant la période intercensitaire) classées par groupe quinquennal d'âge de la mère	Probabilités de survie de 25 ans à 35, 40, 45, . . . 75 ans pour les femmes pendant la période intercensitaire

Tableau 85 (suite)

Section	*Sous-section et méthode*	*Genre de données requises*	*Paramètres estimatifs*
B.—Estimation de la survie adulte conditionnelle (*suite*)	B.2 *d*) Données sur les orphelins de père provenant de deux enquêtes	Nombre d'enquêtés dont le père est vivant (ou décédé) classés par groupe quinquennal d'âge pour deux enquêtes distantes de cinq ou dix ans Nombre total d'enquêtés classés par groupe quinquennal d'âge pour les deux mêmes enquêtes Nombre d'enquêtés ne déclarant pas si leur père survit, classés par groupe quinquennal d'âge pour les deux mêmes enquêtes Nombre de naissances survenues une certaine année (de préférence durant la période intercensitaire) classées par groupe quinquennal d'âge du père (ou de la mère, à défaut)	Probabilités de survie de 32,5 ans à 45, 50, . . . , 90; ou probabilités de survie de 37,5 ans à 50, 55, . . . , 95 ans (selon la valeur de M, âge moyen des pères à la naissance de leurs enfants) pour les hommes pendant la période intercensitaire
	B.3 *b*) Données sur le veuvage, par âge	Nombre d'hommes (femmes) non célibataires enquêtés dont le premier conjoint est vivant (ou décédé) classés par groupe quinquennal d'âge Nombre total d'hommes (femmes) non célibataires enquêtés par groupe quinquennal d'âge Nombre d'hommes (femmes) non célibataires enquêtés ne déclarant ou ne sachant pas si leur premier conjoint survit, par groupe quinquennal d'âge Nombre d'hommes (femmes) non célibataires enquêtés ne déclarant pas si leur premier conjoint survit classés par groupe quinquennal d'âge (de durée) pour les deux mêmes enquêtes Age moyen au premier mariage des hommes et des femmes lors des deux enquêtes	Probabilités de survie de 20 ans à 25, 30, 35, . . . , 55 (60) ans pour les femmes (hommes) Il s'agit de la période à laquelle se rapporte chaque paramètre ainsi estimé quand la mortalité change
C.—Estimation de la survie de la naissance à l'âge adulte	C.2 Données sur les orphelins de mère	Nombre d'enquêtés dont la mère est vivante (ou décédée) classés par groupe quinquennal d'âge Nombre total d'enquêtés par groupe quinquennal d'âge Nombre d'enquêtés ne déclarant ou ne sachant pas si leur mère survit classés par groupe quinquennal d'âge Nombre de naissances une certaine année classées par groupe quinquennal d'âge de la mère Estimation de $l(2)$ pour les femmes	$l(45)$, $l(50)$, . . . , $l(75)$ pour les femmes
	C.3 *b*) Données sur le veuvage par âge	Nombre d'hommes (femmes) non célibataires enquêtés dont le premier conjoint est vivant (ou décédé) classés par groupe quinquennal d'âge Nombre total d'hommes (femmes) non célibataires enquêtés par groupe quinquennal d'âge Nombre d'hommes (femmes) non célibataires enquêtés ne déclarant pas si leur premier conjoint survit, par groupe quinquennal d'âge Age moyen tant des hommes que des femmes au premier mariage Estimation de $l(2)$ pour les femmes (hommes)	$l(25)$, $l,(30)$, . . . , $l(55)$ (ou $l(60)$) pour les femmes (hommes)

Tableau 85 (suite)

Section	*Sous-section et méthode*	*Genre de données requises*	*Paramètres estimatifs*
C.—Estimation de la survie de la naissance à l'âge adulte (*suite*)	C.3 *c*) Données sur le veuvage par durée du premier mariage	Nombre d'hommes (femmes) non célibataires enquêtés dont le premier conjoint est vivant (ou décédé) classés par groupe quinquennal de durée du mariage Nombre total d'hommes (femmes) non célibataires enquêtés classés par groupe quinquennal de durée Nombre d'hommes (femmes) non célibataires enquêtés ne déclarant pas si leur premier conjoint survit, par groupe quinquennal d'âge Age moyen des femmes (hommes) au premier mariage Estimation de $l(2)$ pour les femmes (hommes)	$l(20)$, $l(25)$, . . . , $l(40)$ pour les femmes (hommes)

méthodes utilisant, respectivement, des données sur l'orphelinage et des données sur le veuvage.

Section C. — Estimation de la survie de la naissance à l'âge adulte. Cette section présente des méthodes qui permettent d'estimer les probabilités de survivre depuis la naissance jusqu'à des âges x, tous supérieurs à 20 ans. Toutes ces méthodes utilisent une estimation de $l(2)$, probabilité de survivre entre la naissance et l'âge de 2 ans. Ces deux parties se rapportent, respectivement, aux méthodes fondées sur des données concernant l'orphelinage et le veuvage.

B. — Estimation de la survie adulte conditionnelle

1. Caractères généraux

Les méthodes décrites ici traitent de l'estimation de la mortalité adulte à partir de renseignements fournis par les enquêtés sur leur orphelinage ou leur veuvage éventuels. Elles sont dites "conditionnelles" parce que les paramètres obtenus sont des probabilités conditionnelles de survie qui, en soi, ne fournissent pas une table complète. Etablir une telle table exige plus de renseignements sur la mortalité juvénile; le chapitre VI décrit les méthodes combinant les renseignements sur la mortalité juvénile et adulte.

2. Estimation de la survie adulte par la proportion des non-orphelins

a) *Base et principe de la méthode*

Les données sur la proportion des enquêtés dont la mère (le père) vit toujours peuvent fournir de plausibles estimations de la mortalité adulte. Brass[3], le premier, a proposé une méthode fondée sur ces données, qui détermine une relation entre la probabilité féminine de survie de 25 à 25 + n ans et la proportion des enquêtés dans deux groupes quinquennaux d'âge contigus dont la mère vivait toujours lors de l'entretien. L'équation est de la forme :

$$l(25+n)/l(25) = W(n)S(n-5)+(1-W(n))S(n) \qquad \text{(B.1)}$$

où $S(n)$ désigne la proportion des enquêtés âgés de n à n + 4 ans dont la mère vit, et $W(n)$ désigne un facteur de pondération servant à tenir compte de la répartition type, par âge, de la fécondité et de la mortalité. La série des valeurs de $W(n)$ proposée par Brass a été estimée à partir de données simulées au moyen d'un schéma unique de mortalité (la norme africaine) et de courbes types de fécondité de forme fixe mais dont varie la structure par âge. A chacune correspond une valeur particulière de M, âge moyen des femmes (ou des hommes) à la naissance de leurs enfants. Ainsi, le facteur de pondération $W(n)$ dépend à la fois de n, centre des groupes d'âge considérés, et de M.

Plus récemment, Hill et Trussell[4] ont proposé un autre procédé d'estimation fondé sur l'équation suivante :

$$l(25+n)/l(25) = a(n)+b(n)M+c(n)S(n-5) \qquad \text{(B.2)}$$

où $a(n)$, $b(n)$ et $c(n)$ sont des coefficients estimés au moyen d'une régression linéaire utilisée pour ajuster l'équation (B.2) à des données provenant de 900 cas simulés. Ces cas ont été établis à partir de plusieurs courbes de fécondité fournies par le modèle de Coale-Trussell[5] et

[3] W. Brass et K. H. Hill, "Estimating adult mortality from orphanhood", Actes de la *Conférence internationale de la population, Liège, 1973* (Liège, Union internationale pour l'étude scientifique de la population, 1973), vol. 3, p. 111 à 123.

[4] K. Hill et J. Trussell, "Further developments in indirect mortality estimation", *Population Studies*, vol. XXXI, n° 2 (juillet 1977), p. 313 à 333.

[5] Ansley J. Coale et T. James Trussell, "Model fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human populations", *Population Index*, vol. 40, n° 2 (avril 1974), p. 185 à 258.

d'une série de courbes de mortalité fournies par le système logit[6], les quatre types de mortalité selon Coale-Demeny[7] servant de normes (voir chapitre Ier, et sous-sections B.2 et B.4).

L'application de l'une et l'autre méthode à un millier d'autres cas simulés au moyen de différentes courbes de fécondité et de mortalité a montré que la méthode de Brass donne des résultats égaux ou supérieurs à la méthode de régression quand n ne dépasse pas 30 ans, la méthode de régression donnant de bien meilleurs résultats pour des valeurs supérieures de n.

Bien que cette comparaison n'ait porté que sur des cas simulés, qui ne sont pas exposés au genre d'erreurs qu'on trouve couramment dans les données réelles, elle n'en montre pas moins bien les points forts et points faibles probables des différentes méthodes. Puisque celles-ci semblent se compléter en théorie, elles sont exposées toutes deux dans l'espoir qu'elles puissent aussi se compléter en pratique.

Avant de les exposer, on signalera quelques caractères généraux des méthodes qui tentent d'estimer la mortalité adulte en se fondant sur la proportion déclarée des enquêtés orphelins, par âge, et sur un indicateur de la répartition de la fécondité par âge.

Premièrement, les probabilités de survie ainsi estimées ne se rapportent pas à toute la population, puisqu'elles ne représentent que la mortalité effective des parents dont des enfants survivent. De plus, si on pose des questions sur l'orphelinage à toute la population, les parents dont plusieurs enfants survivent tendront à être surreprésentés. Théoriquement, on peut éviter ce problème au moyen d'une question filtre qui cherche à ne retenir qu'un seul enfant par parent, par exemple le plus âgé des survivants ou le premier-né. Toutefois, en pratique, on a constaté de si grosses erreurs dans la déclaration du rang des naissances que les méthodes d'analyse fondées sur des données où les réponses se bornent à un seul enfant par parent n'ont pas donné de meilleures estimations que les autres[8].

Deuxièmement, les estimations de survie fondées sur les déclarations de jeunes enquêtés, qui correspondent donc à de faibles valeurs de n(moins de 20 ans), tendent à être affectées par des déclarations erronées de l'orphelinage : les jeunes orphelins sont en effet souvent adoptés par des parents qui les déclarent comme leurs propres enfants. Ce fait gonfle artificiellement la proportion des jeunes enquêtés dont un parent survit et entache d'une erreur systématique de même sens les probabilités de survie estimées pour les jeunes adultes.

Troisièmement, les probabilités de survie ainsi estimées ne se rapportent pas, strictement parlant, à des périodes déterminées, puisqu'elles représentent des moyennes portant sur des intervalles assez mal définis d'exposition de la population visée au risque de décès. Dans les cas où la mortalité est restée essentiellement constante, l'interprétation des estimations ne pose aucun problème : en l'absence d'erreurs sur les données, elles supposent toutes le même niveau de mortalité constante. Toutefois, précisément parce que la mortalité n'est pas restée constante ces dernières années dans la plupart des pays, interpréter les probabilités de survie tirées de données sur l'orphelinage n'est pas toujours simple. Interprétation et appréciation sont facilitées quand les estimations obtenues peuvent être rapportées à des périodes déterminées. Si on peut supposer que la mortalité a varié régulièrement (par exemple que, dans le système logit, le paramètre indiquant le niveau de mortalité α a varié linéairement dans le temps) et que le schéma de mortalité adulte de la population visée est semblable à celui que représente la norme générale (voir chapitre Ier, sous-section B.4), il est possible d'estimer le temps t (nombre d'années précédant l'enquête) auquel se rapporte chaque probabilité de survie. La méthode d'estimation utilisée à cette fin n'a été proposée que tout récemment par Brass et par Bamgboye[9] et, bien qu'elle n'ait guère encore été mise à l'épreuve, sa pertinence générale justifie son inclusion dans ce chapitre.

b) *Méthode de Brass*

i) *Données requises*

Ce sont :

a) La proportion des enquêtés dont la mère (père) survit dans chaque groupe quinquennal d'âge de n à $n + 4$. Cette proportion est désignée par $S(n)$. La série de ses valeurs peut se calculer connaissant deux des trois variables suivantes : *a*) nombre d'enquêtés dont la mère (père) survit; *b*) nombre d'enquêtés dont la mère (père) est décédée; *c*) nombre total d'enquêtés dont on sait si la mère (père) survit ou non. Il importe d'exclure du calcul tous les enquêtés qui ne savent ou ne déclarent pas si leur mère (père) survit. Dans chaque cas, les données doivent être classées par groupe quinquennal d'âge.

b) Le nombre de naissances une certaine année classées par groupe quinquennal d'âge de la mère (père). Ce renseignement est nécessaire pour estimer M, âge moyen des mères (pères) à la naissance de leurs enfants dans la population étudiée. Il ne s'agit pas de l'âge moyen de la courbe de fécondité (appelée aussi âge moyen de procréation), mais bien de cet âge moyen pondéré par la répartition par âge de la population féminine (masculine). On peut le considérer comme une estimation de la différence d'âge moyenne entre la mère (père) et l'enfant, c'est-à-dire comme un indicateur de l'âge moyen auquel les personnes visées (parents) commencent à être exposées au risque de décès considéré.

ii) *Procédé de calcul*

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul de l'âge moyen. L'âge moyen des mères (pères) à la naissance d'un groupe d'enfants (normalement ceux nés l'année précédant l'enquête) est

[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 et Paul Demeny, *Regional Model Life Tables and Stable Populations* (Princeton, New Jersey, Princeton University Press, 1966).

[8] Kenneth Hill, Hugo Behm et Augusto Soliz, *La situación de la mortalidad en Bolivia* (La Paz, Instituto Nacional de Estadística, 1976).

[9] W. Brass et E. A. Bamgboye, *op. cit.*

appelé M. Si, par l'indice i, on désigne les différents groupes d'âge quinquennaux que comprend la période de procréation d'une femme et si on appelle $P(i)$ le nombre de naissances survenant au cours d'une période particulière parmi les femmes du groupe d'âge i, il vient :

$$M = \sum_{i=1}^{7} a(i)B(i) / \sum_{i=1}^{7} B(i) \qquad \text{(B.3)}$$

où $a(i)$ désigne le milieu du groupe d'âge i. (Le lecteur se souviendra, comme il est dit aux chapitres II et III, que $i = 1$ représente le groupe âgé de 15 à 19 ans; $i = 2$ celui de 20 à 24 ans; et ainsi de suite.) On notera que, si les naissances servant à calculer M sont celles déclarées comme survenues au cours de l'année précédant l'enquête et sont classées par âge de la mère lors de l'enquête, le véritable groupe d'âge de la mère est en moyenne de 6 mois moindre que celui déclaré, de sorte que, du point indiquant le milieu de chaque groupe d'âge, il faudra enlever 6 mois pour calculer M.

L'estimation de M pour les hommes pose l'un des problèmes particuliers à l'estimation de la mortalité adulte masculine à partir des proportions d'enquêtés dont le père survit. D'ordinaire, on n'interroge pas les hommes sur la fécondité, de sorte qu'on ne dispose pas pour les pères des renseignements à partir desquels on calcule M pour les femmes. Les naissances survenues pendant l'année précédant l'enquête sont parfois classées d'après l'âge du mari, mais ce classement se borne généralement au cas où la mère et son mari sont dénombrés dans le même ménage. Les calculs de M pour les hommes à partir d'un tel classement entachent souvent sa valeur d'une erreur systématique qui la relève, car les jeunes pères sont plus coutumiers d'absence temporaire.

Un procédé plus robuste pour estimer M pour les hommes consiste à corriger la valeur de M pour les femmes au moyen de renseignements sur l'état matrimonial. L'âge médian de la population présentement mariée peut se calculer pour chaque sexe, et la différence entre les deux peut être ajoutée au paramètre M déjà calculé pour les femmes pour obtenir le paramètre correspondant pour les hommes. Les médianes servent ici à réduire l'influence des couples âgés qui sont en grande partie étrangers au sujet. En principe, on peut s'affranchir de l'hypothèse de fécondité constante en employant des valeurs différentes de M pour les différents groupes d'âge des enquêtés, mais, en pratique, les données requises à cet effet manquent souvent.

Opération 2 : calcul des facteurs de pondération. Pour la valeur de M calculée ci-dessus et pour chaque valeur de n, les facteurs de pondération $W(n)$ se calculent par interpolation linéaire (voir annexe IV) au tableau 86 (tableau 87 pour les pères).

Opération 3 : calcul des probabilités de survie. S'il s'agit des mères, les probabilités de survie de 25 à 25 + n ans se calculent par l'équation :

$$l_f(25+n)/l_f(25) = W(n)S(n-5) + (1.0 - W(n))S(n) \qquad \text{(B.4)}$$

où $S(n)$ désigne la proportion des enquêtés âgés de n à $n + 4$ ans qui déclarent que leur mère vit à la date de l'entretien.

Pour les pères, la valeur 25 est remplacée par les valeurs 32,5 ou 37,5 pour tenir compte du fait qu'ils sont d'ordinaire plus âgés que les femmes à la naissance de leurs enfants. Les probabilités de survie s'estiment par les équations suivantes :

$$l_m(35+n)/l_m(32.5) = W(n)S(n-5) + (1.0 - W(n))S(n) \qquad \text{(B.5)}$$

si les facteurs de pondération $W(n)$ proviennent de la partie *a* du tableau 87 et

$$l_m(40+n)/l_m(37.5) = W(n)S(n-5) + (1.0 - W(n))S(n) \qquad \text{(B.6)}$$

si ces facteurs proviennent de la partie *b*. Dans les deux cas, $S(n)$ désigne la proportion des enquêtés du groupe d'âge n à $n + 4$ dont le père est vivant au moment de l'entretien. Pour les coefficients et pour l'équation, il faut donc choisir entre les parties *a* et *b* du tableau 87. En général, le choix dépend de la valeur estimative de M : si elle est inférieure ou égale à 36, on prendra la partie *a;* si elle est supérieure à 36, la partie *b*.

Opération 4 : calcul du nombre d'années précédant l'enquête auquel les estimations de survie se rapportent. On montre que, si le niveau de mortalité décline linéairement sur l'échelle logit (voir chapitre Ier, sous-section B.4), les estimations de survie tirées de données sur l'orphelinage sont égales à celles qui existent lors d'une période déterminée précédant l'enquête et que la date de cette période ne dépend guère du changement de taux de mortalité[10]. En outre, quand la mortalité féminine à l'âge adulte ressemble à celle que représente la norme générale (voir chapitre Ier, sous-section B.4), le nombre d'années précédant l'enquête auquel se rapporte chaque estimation tirée de données sur les orphelins de mère, soit $t(n)$, peut s'estimer par l'équation :

$$t(n) = n(1.0 - u(n))/2.0 \qquad \text{(B.7)}$$

où

$$u(n) = 0.3333 \ln({}_{10}S_{n-5}) + Z(M+n) + 0.0037(27 - M), \qquad \text{(B.8)}$$

et où la valeur de $Z(M + n)$ s'obtient par interpolation linéaire au tableau 88.

On notera que, dans ce cas, l'expression ${}_{10}S_n - 5)$ représente la proportion des enquêtés dans les groupes âgés de $n - 5$ à $n + 4$ ans, dont la mère vit; et que n désigne le milieu du groupe décennal d'âge considéré.

[10] *Ibid.*

Tableau 86

FACTEURS DE PONDÉRATION $W(n)$ POUR CONVERTIR LES PROPORTIONS DES ENQUÊTÉS DONT LA MÈRE SURVIT EN PROBABILITÉS DE SURVIE POUR LES FEMMES

Age n (1)	Age moyen M des mères à la maternité: 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

Equation d'estimation :

$$l_f(25+n)/l_f(25) = W(n)\,S(n-5) + (1-W(n))\,S(n)$$

Tableau 87

FACTEURS DE PONDÉRATION $W(n)$ POUR CONVERTIR LES PROPORTIONS DES ENQUÊTÉS DONT LE PÈRE SURVIT EN PROBABILITÉS DE SURVIE POUR LES HOMMES

Age n (1)	Age moyen M des pères à la paternité: 28 (2)	29 (3)	30 (4)	31 (5)	32 (6)	33 (7)	34 (8)	35 (9)	36 (10)
				a) *A partir de 32,5 ans*					
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

Equation d'estimation :

$$l_m(35+n)/l_m(32.5) = W(n)\,S(n-5) + (1.0-W(n))\,S(n)$$

	36	37	38	b) *A partir de 37,5 ans* 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

Equation d'estimation :

$$l_m(40+n)/l_m(37.5) = W(n)\,S(n-5) + (1.0-W(n))\,S(n)$$

Tableau 88

VALEURS DE LA FONCTION NORMATIVE SERVANT À CALCULER LA PÉRIODE DANS L'ESTIMATION INDIRECTE DE LA SURVIE ADULTE

Age x (1)	*Fonction normative Z(x) (2)*	*Age x (3)*	*Fonction normative Z(x) (4)*	*Age x (5)*	*Fonction normative Z(x) (6)*	*Age x (7)*	*Fonction normative Z(x) (8)*	*Age x (9)*	*Fonction normative 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

Avec des données sur les orphelins de père, les équations (B.7) et (B.8) deviennent :

$$t(n) = (n + 0.75)(1.0 - u(n))/2.0 \qquad \text{(B.9)}$$

et

$$u(n) = 0.3333 \ln({}_{10}S_{n-5}) + Z(M+n) + 0.0037(27 - M + 0.75) \qquad \text{(B.10)}$$

où $Z(x)$ se tire toujours du tableau 88; l'expression ${}_{10}S_n - 5$ représente maintenant la proportion des enquêtés âgés de $n - 5$ à $n + 4$ ans dont le père vit; M est l'âge moyen des pères à la naissance de leurs enfants; n désigne le milieu du groupe d'âge considéré; et on a ajouté les trois quarts d'un an pour tenir compte du fait que le père vivait nécessairement au moment de la conception, mais non pas de la naissance.

iii) *Exemple détaillé*

Les données des tableaux 89 et 90 ont été réunies lors de l'enquête démographique nationale menée en Bolivie en 1975[11]. Elles servent ici à montrer comment estimer la mortalité adulte des femmes à partir des données sur les orphelins de mère.

Le tableau 89 présente les données réunies par l'enquête et la proportion des enquêtés dont la mère vivait toujours lors de l'entretien. On notera que le calcul de ces proportions néglige le nombre de ceux qui déclarent "Ne pas savoir". Dans le cas de l'enquête considérée, leur nombre étant très faible, son inclusion dans les dénominateurs des proportions de ceux dont la mère vit encore n'aurait pas affecté les résultats. Toutefois, comme ils pourraient être bien plus nombreux, il importe de les exclure de ce calcul. Par exemple :

$$S(50) = 369/(369 + 1\,243) = 0.2289.$$

Tableau 89

DONNÉES SUR LES ORPHELINS DE MÈRE ET PROPORTIONS DES ENQUÊTÉS DONT LA MÈRE VIT ENCORE, BOLIVIE, 1975

Groupe d'âge des enquêtés (1)	*Nombre déclarant*			*Proportion dont la mère vit encore S(n) (5)*
	Mère vivante (2)	*Mère décédée (3)*	*Ne pas savoir (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

Tableau 90

ENFANTS NÉS DURANT LES 12 MOIS PRÉCÉDANT L'ENQUÊTE PAR ÂGE DE LA MÈRE LORS DE L'ENQUÊTE, BOLIVIE, 1975

Groupe d'âge de la mère lors de l'entretien (1)	*Indice i (2)*	*Milieu du groupe d'âge (corrigé de six mois) (3)*	*Nombre d'enfants nés l'année précédente (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

Le procédé de calcul est présenté ci-après.

Opération 1 : calcul de l'âge moyen à la maternité. Selon l'équation (B.3) :

$$M = \sum_{i=1}^{7} a(i)B(i) / \sum_{i=1}^{7} B(i)$$

où $a(i)$ désigne le milieu du groupe d'âge i; et $B(i)$ le nombre des enfants nés des femmes de ce groupe. Toutefois, pour obtenir une bonne estimation de l'âge moyen M, ces enfants doivent être classés selon l'âge de la mère lors de la naissance. Dans le cas présent, l'âge déclaré par une femme est celui qu'elle a lors de l'entretien, fait dont il faut tenir compte. Le plus simple est de supposer que les naissances se répartissent uniformément dans le temps et par rapport à l'âge de la mère. Donc, en moyenne, les femmes étaient plus jeunes de 6 mois lors de la naissance qu'elles déclarent que lors de l'entretien : de sorte que, par exemple, le groupe âgé de 15 à 20 ans peut être considéré comme allant de 14,5 à 19,5 ans lors de la naissance. Il

[11] K. Hill, H. Behm et A. Soliz, *op. cit.*

en va de même de tous les groupes d'âge suivants. Donc, les valeurs du paramètre $a(i)$ à porter dans l'équation (B.3) sont 17 et non 17,5; 22 et non 22,5; et ainsi de suite, comme le montre la colonne (3) du tableau 90.

Selon l'équation (B.3), M donne alors :

$$\sum_{i=1}^{7} a(i)B(i) = (17)(136)+(22)(409)+\cdots+$$

$$(47)(50) = 50\,526$$

et

$$\sum_{i=1}^{7} B(i) = 1\,753$$

Donc

$$M = 50.526/1\,753 = 28.8.$$

Opération 2 : calcul des facteurs de pondération. Puisqu'il s'agit de données sur les orphelins de mère, les facteurs appropriés $W(n)$ s'obtiennent par interpolation linéaire (voir annexe IV) entre valeurs données au tableau 86. La valeur de M étant de 28,8 ans, l'interpolation s'opère entre les facteurs figurant aux colonnes (28) et (29). Pour toutes les valeurs de n, le facteur d'interpolation θ s'écrit :

$$\theta = (29-28.8)/(29-28) = 0.2.$$

Donc, pour obtenir $W(35)$ par exemple, les valeurs correspondant à $n = 35$ figurant aux colonnes (28) et (29) du tableau 86 sont pondérées par θ et par $(1 - \theta)$, respectivement, ce qui donne :

$$W(35) = 0.2(1.128)+0.8(1.270) = 1.2416.$$

La colonne (2) du tableau 91 donne la série complète des valeurs de $W(n)$ correspondant à $M = 28{,}8$.

Opération 3 : calcul des probabilités de survie. Les facteurs de pondération correspondant à M ainsi obtenus, on calcule les valeurs de $l_f(25 + n)/l_f(25)$ par l'équation (B.4). Le tableau 91 présente les résultats. Il indique aussi le niveau de mortalité type Ouest des tables de Coale-Demeny qui accompagne chaque coefficient de survie. Ces niveaux se calculent par interpolation linéaire entre valeurs données au tableau 210 (voir annexe VI). Ils fournissent un indice utile pour examiner la cohérence des coefficients de survie.

A titre d'exemple, on a calculé ci-après le niveau qui concorde avec le paramètre estimatif $l_f(56)/l_f(25)$. Selon le tableau 91, la valeur de ce paramètre est de 0,604. La colonne (65) du tableau 210 (annexe VI) sert alors à trouver les deux valeurs qui l'encadrent. Ce sont 0,58183 correspondant au niveau 13, et 0,60583 correspondant au niveau 14. Le facteur d'interpolation θ est donc :

$$\theta = (0.60400-0.58183)/(0.60583-0.58183) = 0.92$$

et le niveau estimé est donc :

$$(0.92)(14)+(0.08)(13) = 13.92.$$

La colonne (7) du tableau 91 donne la série complète des niveaux de mortalité.

Opération 4 : calcul du nombre d'années précédant l'enquête auquel les estimations de survie se rapportent. Cette période de référence, $t(n)$, se calcule à partir de ${}_{10}S_n - 5$, proportion des enquêtés âgés de $n - 5$ à $n + 4$ ans dont la mère vivait toujours lors de l'enquête. Cette proportion se calcule en divisant le nombre de ces enquêtés dans les groupes d'âge adjacents $n - 5$ à $n - 1$ et n à $n + 4$ par la somme du nombre de ceux qui, dans les deux groupes d'âge, ont fourni des renseignements sur la survie de leur mère. Par exemple :

$${}_{10}S_{20} = (3\,995+2\,886)/(3\,995+2\,886+541+769)$$

$$= 0.8401.$$

La colonne (2) du tableau 92 donne la série complète de ces valeurs.

Etant donné que les données concernent les orphelins de mère, les équations (B.7) et (B.8) servent à calculer $t(n)$. Dans l'opération 1, on a trouvé pour M une valeur de

Tableau 91

ESTIMATION DE LA SURVIE FÉMININE ADULTE PAR LA PROPORTION DES ENQUÊTÉS DONT LA MÈRE VIT TOUJOURS, SELON LA MÉTHODE DE BRASS, BOLIVIE, 1975

Age *n* (1)	*Facteur de pondération* $W(n)$ (2)	*Proportion dont la mère vit toujours* $S(n-5)$ (3)	*Complément du facteur de pondération* $(1 - W(n))$ (4)	*Proportion dont la mère vit toujours* $S(n)$ (5)	*Probabilité de survie féminine adulte* $(l_f(25+n)/l_f(25)$ (6)	*Niveau de mortalité type Ouest* (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

Tableau 92

ESTIMATION DES PÉRIODES DE RÉFÉRENCE POUR LES ESTIMATIONS DE SURVIE TIRÉES DE DONNÉES SUR LES ORPHELINS DE MÈRE, BOLIVIE, 1975

Age *n* *(1)*	*Proportion dont la mère survit* $10s_n - 5$ *(2)*	*Indicateur de durée d'exposition* $M+n$ *(3)*	*Fonction normative* $Z(M+n)$ *(4)*	*Fonction de correction* $u(n)$ *(5)*	*Période de référence*[a] $t(n)$ *(6)*	*Date de référence (7)*	*Niveau de mortalité type Ouest (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]Nombre d'années précédant l'enquête auquel les estimations se rapportent.

28,8 ans. Donc, les valeurs de $x=M+n$ vont de 48,8 à 78,8, par échelons de 5 ans. L'interpolation linéaire entre valeurs du tableau 88 donne la fonction normative $Z(x)$ qui permet de calculer la période de référence. On notera que, le tableau ne comprenant pas les âgés de 78-79 ans, la dernière valeur utilisée est $Z(53,8)$. Donc :

$$Z(53.8)=0.2Z(53)+0.8Z(54)=0.2(0.231)+$$

$$0.8(0.245)=0.242.$$

La colonne (4) du tableau 92 donne toutes les valeurs de $Z(x)$. Avec ces valeurs et en portant celles de ${}_{10}S_n-5$, M et n dans l'équation (B.8), on obtient la série des valeurs de la fonction de correction $u(n)$, qui sont données à la colonne (5) du même tableau. Par exemple :

$$u(30)=0.3333\ \ln_{10}S_{25}+Z(58.8)+0.0037(-1.8)$$

$$=0.3333\ \ln(0.7474)+0.318-0.0067$$

$$=0.2143.$$

Ensuite, avec l'équation (B.7), on calcule $t(n)$ dans chaque cas. Par exemple :

$$t(30)=30(1-0.2143)/2=11.8.$$

L'enquête en Bolivie ayant eu lieu entre le 15 juin et le 31 octobre 1975, on peut prendre le milieu de cette période pour sa date de référence. La façon la plus simple d'obtenir l'équivalent décimal est de transformer les dates extrêmes en équivalents décimaux et de prendre leur moyenne. Ainsi, le 15 juin 1975 devient 1975.45 (nombre de jours écoulés du 1er janvier inclus au 15 juin inclus, soit 166 : 365 = 0,45) et le 31 octobre 1975 devient 1975.83, de sorte que la moyenne est de 1975.64. Donc, le paramètre $l_f(55)/l_f(25)$ figurant au tableau 91 se rapporte approximativement à 11,8 années avant 1975.6, soit 1963.8. La série complète des dates de référence et des niveaux correspondants de mortalité type Ouest figure aux colonnes (7) et (8) du tableau 92.

Il est bon de mentionner que les estimations tirées de données sur les orphelins de mère se rapportent, quand la mortalité adulte a varié de façon régulière, à des périodes précédant de 8 à 15 ans l'enquête. Rapportés à ces dates estimatives, les niveaux de mortalité qu'on vient d'obtenir paraissent moins satisfaisants qu'à première vue. Ils supposent en effet que la mortalité féminine adulte en Bolivie a baissé en moyenne d'un niveau par an au cours de la période 1960-1965. Il est difficile de croire à de si rapides progrès de l'espérance de vie. De plus, l'analogie des niveaux correspondant aux deux périodes les plus récentes paraît suspecte. Elle donne à penser que, même jusqu'aux groupes âgés de 20 à 24 et de 25 à 29 ans, l'adoption des enfants peut entacher d'une distorsion positive les estimations de survie. Dans quelle mesure en va-t-il ainsi des groupes de 30 à 34 et de 35 à 39 ans ? Il est difficile de le savoir, mais on ne doit pas écarter l'éventualité qu'une distorsion positive entache aussi les estimations pour 1962-1964. De ces brèves observations, il ressort que les données concernant la Bolivie pourraient n'être pas aussi cohérentes qu'on le voudrait et qu'il faudrait pousser l'analyse et disposer de données additionnelles et indépendantes pour déterminer avec une meilleure certitude les niveaux effectifs de mortalité des Boliviennes.

c) *Méthode de l'équation ajustée par régression*

i) *Données requises*

Pour les orphelins de mère, ces données sont exactement les mêmes qu'avec la méthode de Brass (voir sous-section B.2, *b*, i). Toutefois, on n'a pas élaboré de méthode de régression pour estimer la mortalité masculine à partir de données sur les orphelins de père.

Ces données sont :

a) La proportion des enquêtés dont la mère vit toujours lors de l'entretien, classés par groupe quinquennal d'âge. Cette proportion s'écrit $S(n)$ pour le groupe âgé de n à $n+4$ ans;

b) Le nombre d'enfants nés une certaine année, classés par groupe quinquennal d'âge de la mère. Ces données permettent d'estimer M, âge moyen des mères à la naissance d'un groupe déterminé d'enfants.

ii) *Procédé de calcul*

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul de l'âge moyen à la maternité. Cette opération est identique à celle de la sous-section B.2, *b*, ii.

Opération 2 : calcul des probabilités de survie. Ces probabilités s'obtiennent pour les femmes en portant les valeurs des coefficients $a(n)$, $b(n)$ et $c(n)$, données au tableau 93, dans l'équation

$$l_f(25+n)/l_f(25) = a(n)+b(n)M+c(n)S(n-5) \qquad \text{(B.11)}$$

où M désigne l'âge moyen des mères à la naissance de leurs enfants et $S(n)-5$ désigne la proportion des enquêtés du groupe d'âge $n-5$ à $n-1$ dont la mère vivait toujours lors de l'entretien.

On notera que cette méthode ne permet d'estimer que la survie des femmes. On n'a pas élaboré de méthode pour celle des hommes, de sorte qu'il faut appliquer la méthode originale de Brass si on dispose de données sur les orphelins de père.

On doit signaler aussi que les probabilités conditionnelles de survie obtenues par cette méthode ne définissent pas en soi une table complète, à moins qu'on puisse supposer que le schéma de mortalité de la population étudiée est identique à celui d'un jeu de tables types. Si on dispose de renseignements sur la mortalité juvénile, les techniques présentées au chapitre VI peuvent servir à dresser une table sans s'assujettir à cette hypothèse.

Opération 3 : calcul du nombre d'années précédant l'enquête auquel les estimations de survie se rapportent. Dans les cas où la mortalité adulte a changé régulièrement au cours des 15 ou 20 années précédant l'enquête (c'est-à-dire en cas de changement linéaire sur l'échelle logit), les estimations de la période $t(n)$ à laquelle se rapportent les probabilités de survie qu'on vient d'obtenir peuvent se calculer par les équations suivantes :

$$u(n) = 0.3333 \ln S(n-5)+Z(M+n-2.5)+ 0.0037(27-M) \qquad \text{(B.12)}$$

et

$$t(n) = (n-2.5)(1.0-u(n))/2.0 \qquad \text{(B.13)}$$

où $S(n-5)$ désigne la proportion des enquêtés âgés de $n-5$ à $n-1$, dont la mère vivait lors de l'enquête; M désigne l'âge moyen des mères à la naissance de leurs enfants; $n-2,5$ indique approximativement l'âge moyen des enquêtés; et $Z(x)$ est une fonction normative de l'âge, dont toutes les valeurs peuvent s'obtenir par interpolation entre celles du tableau 88. Strictement parlant, les estimations données par les équations (B.12) et (B.13) à partir de ces valeurs du tableau 88 se fondent sur l'hypothèse que la mortalité féminine adulte dans la population étudiée ressemble à celle qui correspond à la norme générale (voir chapitre Ier, sous-section B.4). Si, pourtant, ce n'est pas le cas, les estimations finales s'en ressentiront peu et beaucoup moins que du fait que la mortalité adulte n'aurait pas varié dans le temps de façon linéaire, comme on l'a supposé.

Tableau 93

COEFFICIENTS D'ESTIMATION DES PROBABILITÉS DE SURVIE DES FEMMES À PARTIR DE 25 ANS PAR LA PROPORTION DES ENQUÊTÉS DONT LA MÈRE SURVIT

Age	Coefficients		
n (1)	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

Equation d'estimation :
$l_f(25+n)/l_f(25) = a(n)+b(n)M+c(n)S(n-5)$

iii) *Exemple détaillé*

Pour appliquer la méthode de régression, on reprend les données concernant la Bolivie déjà présentées à la sous-section B.2, *b*, iii, (tableau 89).

Opération 1 : calcul de l'âge moyen à la maternité. Se reporter à l'opération 1 de la sous-section B.2, *b*, iii, où on a estimé à 28,8 ans l'âge moyen des Boliviennes à la maternité, M.

Opération 2 : calcul des probabilités de survie. Le tableau 94 regroupe les calculs nécessaires. Il montre que l'équation (B.11) s'applique directement et que le calcul est très simple. Ici encore, le niveau de mortalité correspondant à chaque coefficient de survie des tables pour le type Ouest s'obtient en interpolant les valeurs du tableau 210 à l'annexe VI (voir opération 3 de la sous-section B.2, *b*, iii). On notera que, pour n inférieur à 40, les estimations de survie ainsi obtenues sont très analogues à celles que donne la méthode de Brass (tableau 91). Au-dessus, les différences augmentent avec n : pour ces âges, les estimations par régression sont probablement préférables.

Opération 3 : calcul du nombre d'années précédant l'enquête auquel les estimations de survie se rapportent. Comme l'indiquent les équations (B.12) et (B.13), cette période de référence $t(n)$ dépend ici des proportions des non-orphelins dans chaque groupe quinquennal d'âge $S(n-5)$. La colonne (2) du tableau 95 donne ces proportions. Les valeurs de $Z(x)$ pour x allant de 46,3 à 76,3 par échelon de 5 ans s'obtiennent par interpolation linéaire entre les valeurs données au tableau 88. Par exemple :

$$Z(66.3) = 0.7Z(66)+0.3Z(67)$$
$$= 0.7(0.452)+0.3(0.473) = 0.458.$$

Etant donné que le tableau 88 ne donne pas ces valeurs pour 76 et 77 ans, on calcule $Z(76,3)$ par extrapolation linéaire. La colonne (4) du tableau 95 donne la série complète des valeurs de $Z(x)$. Avec ces valeurs et l'équa-

tion (B.12), on calcule la série des valeurs de $u(n)$. Par exemple,

$$u(40) = 0.3333 \ln S(35) + Z(66.3) + 0.0037(27.0 - 28.8)$$
$$= 0.3333 \ln (0.5737) + 0.458 - 0.0067$$
$$= 0.2661,$$

de sorte que $t(40) = (37.5)(1.0 - 0.2661)/2.0 = 13.8$

La colonne (6) du tableau 95 donne la série complète des valeurs de $t(n)$, c'est-à-dire du nombre d'années précédant l'enquête auquel les estimations se rapportent. La date de référence de l'enquête étant 1975,6, ces estimations peuvent se transformer en dates par soustraction. La colonne (7) du même tableau donne les résultats. Les niveaux de mortalité type Ouest que suppose chaque estimation de survie figurent aussi dans ce tableau pour faciliter les comparaisons et l'évaluation. On notera que, comme on l'a déjà dit à la sous-section B.2, *b*, iii, le changement de mortalité que supposent ces estimations entre 1960 et 1966 semble d'une rapidité peu plausible. Manifestement aussi, la faible mortalité indiquée pour $n = 20$, 25 et 50 est suspecte : pour $n = 50$, parce qu'elle s'écarte des autres; pour $n = 20$ et $n = 25$, parce qu'elle suppose un fort déclin de mi-1964 à 1966, contre un déclin très modéré les années précédentes. Il est très probable que les estimations pour $n = 20$ ou 25 sont entachées de distorsion positive par les adoptions d'enfants et que le taux de survie pour $n = 50$ est faussé par des exagérations d'âge et par des déclarations erronées quant à la survie des mères.

d) *Utilisation de données provenant de deux enquêtes*

L'un des problèmes que pose l'estimation des probabilités de survie adulte à partir de données sur la survie des pères et mères et que, si la mortalité a changé, les estimations se rapportent à un passé assez éloigné. Si, toutefois, deux recensements ou enquêtes, espacés d'un multiple de 5 ans, ont réuni des renseignements sur l'orphelinage, les cohortes du premier recensement peuvent être identifiées lors du second; et on peut estimer les probabilités de survie pour la période intercensitaire à partir de la proportion calculée des non-orphelins pour une cohorte intercensitaire hypothétique de déclarants. On suppose, certes, que la migration n'affecte aucune des deux séries des proportions de non-orphelins et qu'aucune relation n'existe entre la mortalité des déclarants et celle de leur mère. Si la période entre les deux enquêtes n'est pas un multiple de 5 ans, on peut, dans certains cas, estimer une série de proportions des non-orphelins à une date appropriée, par interpolation ou extrapolation à partir des séries observées.

i) *Données requises*

Ce sont :

a) La proportion des enquêtés dont la mère survit dans chaque groupe quinquennal d'âge de n à $n+4$ à deux dates espacées de 5 ou 10 ans, soit $S(n, 1)$ pour la première enquête, et $S(n, 2)$ pour la seconde;

Tableau 94

CALCUL DES PROBABILITÉS DE SURVIE FÉMININE À PARTIR DE 25 ANS PAR LES PROPORTIONS DES ENQUÊTÉS DONT LA MÈRE SURVIT ET LA MÉTHODE DE RÉGRESSION, BOLIVIE, 1975

Age n (1)	*Valeur intermédiaire a(n) + b(n) (28,8) (2)*	*Coefficient c(n) (3)*	*Proportion dont la mère survit S(n − 5) (4)*	*Probabilité de survie féminine adulte $l_f(25+n)/l_f(25)$ (5)*	*Niveau de mortalité type Ouest (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

Tableau 95

ESTIMATION DE LA PÉRIODE DE RÉFÉRENCE POUR LES PROBABILITÉS DE SURVIE TIRÉES DE DONNÉES SUR LES ORPHELINS DE MÈRE PAR LA MÉTHODE DE RÉGRESSION, BOLIVIE, 1975

Age n (1)	*Proportion dont la mère survit S(n − 5) (2)*	*Indicateur de durée d'exposition M + n − 2,5 (3)*	*Fonction normative Z(M + n − 2,5) (4)*	*Fonction de correction u(n) (5)*	*Période de référence[a] t(n) (6)*	*Date de référence (7)*	*Niveau de mortalité type Ouest (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]Nombre d'années précédent l'enquête auquel les estimations se rapportent.

b) Le nombre de naissances au cours d'une année classées par groupe quinquennal d'âge de la mère d'après une des deux enquêtes (ou, mieux, des deux) ou pour une certaine année de la période intercensitaire.

ii) *Procédé de calcul*

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul de l'âge moyen à la maternité. Se reporter à l'opération 1 de la sous-section B.2, *b*, ii. Si les deux enquêtes ont fourni les données requises, on peut calculer cet âge moyen M pour les deux et utiliser leur moyenne dans l'analyse. Si on ne dispose des données requises que pour une des deux enquêtes ou pour une date intermédiaire, utiliser la valeur correspondante de M.

Opération 2 : calcul des proportions des non-orphelins pour une cohorte intercensitaire hypothétique de déclarants. La notion de cohorte hypothétique a déjà été examinée et utilisée aux chapitres II et III. Le procédé appliqué pour calculer les proportions de non-orphelins dans une cohorte intercensitaire hypothétique de déclarants dépend de l'intervalle T séparant les deux enquêtes. Cet intervalle doit être multiple de 5, de sorte que, de la première enquête à la seconde, on puisse reconnaître dans un groupe habituel quinquennal d'âge les survivants d'un tel groupe précédant. En appelant $S(n, 1)$ la proportion de ceux du groupe d'âge n à $n+4$, dont la mère survit lors de la première enquête, et $S(n+T, 2)$ la proportion correspondante lors de la seconde enquête, cette dernière proportion est celle des non-orphelins parmi les survivants du groupe où la proportion correspondante lors de la première enquête était $S(n, 1)$. Avec cette notation et en supposant que T est un multiple de 5, la proportion des non-orphelins pour une cohorte intercensitaire hypothétique $S(n, s)$ s'obtient comme suit :

$$S(n, s) = S(n, 2) \quad \text{pour } n<T \qquad \text{(B.14)}$$

$$S(n, s) = S(n-T, s)\, S(n, 2)/S(n-T, 1) \quad \text{pour } n>T \qquad \text{(B.15)}$$

Opération 3 : calcul des probabilités de survie. Les proportions des non-orphelins pour la cohorte hypothétique étant ainsi calculées, on obtient les probabilités de survie à partir de ces proportions et de l'âge moyen à la maternité M (donné par l'opération 1), soit par la méthode de Brass, soit par la méthode de régression (voir sous-sections B.2, *b*, ii, et B.2., *c*, ii). Les probabilités ainsi obtenues doivent représenter les niveaux de mortalité adulte au cours de la période intercensitaire, de sorte qu'il n'y a pas lieu d'estimer la période de référence.

iii) *Exemple détaillé*

La seule différence avec les applications précédentes et la méthode intercensitaire se trouve dans le calcul des proportions de ceux dont la mère survit dans une cohorte hypothétique. Le tableau 96 donne un exemple fictif de la façon de calculer ces proportions (opération 2). Les colonnes (3) et (4) respectivement donnent les proportions des non-orphelins, classés par groupe quinquennal d'âge, lors de la première et de la seconde enquête.

La colonne (5) donne les proportions des non-orphelins dans la cohorte hypothétique pour une période intercensitaire de 5 ans. Par exemple, la valeur pour le groupe âgé de 15 à 19 ans, soit 0,835, s'obtient comme suit [avec les équations (B.14) et (B.15)] :

$$S(15, s) = 0.914(0.805/0.881) = 0.835.$$

Variante :

$$S(15, s) = S(0, 2)S(5, 2)S(10, 2)S(15, 2)/$$
$$S(0, 1)S(5, 1)S(10, 1)$$
$$= (0.970)(0.935)(0.895)(0.805)/$$
$$(0.960)(0.925)(0.881)$$
$$= 0.835.$$

La colonne (6) donne les proportions des non-orphelins dans la cohorte hypothétique pour une période intercensi-

Tableau 96

CALCUL DES PROPORTIONS DES NON-ORPHELINS POUR UNE COHORTE INTERCENSITAIRE HYPOTHÉTIQUE : EXEMPLE FICTIF

Groupe d'âge (1)	*Age n* (2)	*Proportion des non-orphelins*			
		Première enquête S(n, 1) (3)	*Deuxième enquête S(n, 2)* (4)	*Intervalle de cinq ans* (5)	*Intervalle de dix ans* (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]Proportion tirée directement de la deuxième enquête.

taire de 10 ans. La valeur pour le groupe âgé de 20 à 24 ans, soit 0,739, s'obtient comme suit avec les équations (B.14) et (B.15) :

$$S(20, s) = S(10, s)S(20, 2)/S(10, 1)$$
$$= (0.904)(0.720/0.881) = 0.739.$$

Variante :

$$S(20, s) = S(0, 2)S(10, 2)S(20, 2)/S(0, 1)S(10, 1)$$
$$= (0.970)(0.895)(0.720)/(0.960)(0.881)$$
$$= 0.739.$$

Les probabilités de survie adulte pour la période intercensitaire, tenant compte des changements tant de la mortalité que de la fécondité (si M peut se calculer à partir de données pour le début et la fin de la période), peuvent maintenant s'obtenir soit par la méthode de Brass, soit par la méthode de régression, appliquées à la proportion des non-orphelins dans la cohorte hypothétique (voir sous-sections B.2, *b,* ii, et B.2, *c,* ii).

3. Estimation de la survie adulte par la proportion du veuvage

a) *Base et principe de la méthode*

La proportion des non-célibataires classés par âge dont le premier conjoint vit toujours peut servir à estimer les probabilités de survie adulte à peu près de la même façon que la proportion des non-orphelins. Avec le veuvage, une possibilité supplémentaire s'offre, les non-célibataires pouvant être classés par durée du mariage. Afin d'assurer qu'il n'y ait pour chaque enquêté qu'une seule personne exposée au risque de décès et pour minimiser les problèmes posés par le remariage, les données réunies doivent seulement se rapporter à la survie du premier conjoint de chaque enquêté. Donc, la durée requise est le temps écoulé depuis la première union de l'enquêté. La classification des données par durée du premier mariage présente l'avantage méthodologique de fixer directement la durée de l'exposition au risque de décès du conjoint; et elle peut présenter un avantage pratique très réel dans certaines parties du monde, où la durée du mariage semble déclarée plus exactement que l'âge. Quand les données sont classées par âge, la durée de l'exposition au risque de décès doit s'estimer à partir de l'âge atteint par l'enquêté et d'une mesure de l'âge moyen au mariage de tous les enquêtés.

L'estimation de la mortalité adulte à partir de renseignements sur le veuvage présente plusieurs avantages sur celle fondée sur l'orphelinage. Etant donné qu'on ne retient que les premiers mariages, il n'y a de toute façon qu'un seul enquêté pour chaque personne visée. De plus, la question de l'adoption ne se pose pas, de sorte que les proportions des non-veufs pour les périodes d'exposition plus courtes peuvent donner des estimations acceptables se rapportant aux périodes les plus récentes, qui présentent généralement le plus d'intérêt. Enfin, l'expérience enseigne que les renseignements les plus sûrs au sujet de la survie du premier conjoint étant fournis par les femmes, cette méthode offre un moyen valable d'estimer la mortalité adulte masculine, dont l'estimation par les données sur les orphelins de père est la plus médiocre, tant du point de vue méthodologique que pour des raisons tenant à la qualité des données.

Toutefois, cette méthode d'estimation souffre aussi de plusieurs des désavantages que présente celle fondée sur l'orphelinage. L'univers auquel se rapportent les probabilités de survie estimées ne correspond pas à toute la population : il ne se rapporte ici qu'aux non-célibataires. Pourtant, dans les pays où le mariage est quasi universel, les distorsions pouvant résulter de l'analogie supposée entre les risques de mortalité pour les célibataires et les non-célibataires seront probablement faibles. Autre inconvénient, la méthode suppose que mortalité et nuptialité sont restées constantes naguère et que la survie de l'enquêté est indépendante de celle de son conjoint, hypothèses qui ne se vérifieront pas pleinement en pratique. En outre, inconvénient propre aux données sur le veuvage classées par âge, la durée de l'exposition au risque de décès du premier conjoint d'un enquêté doit s'estimer d'après l'âge de l'enquêté et d'après une mesure approximative de l'âge au premier mariage, ce qui introduit un autre degré d'approximation. Enfin, pour la qualité des données, il est probable que, dans les cas où l'enquêté s'est remarié et vit avec son nouveau conjoint, l'enquêteur risque d'oublier de poser explicitement la question sur la survie du premier conjoint.

L'analyste ne peut guère minimiser les effets négatifs de certains de ces inconvénients sur les estimations finales de survie. En ce qui concerne la qualité des données, il est manifestement important de s'assurer que l'enquêteur comprend les concepts dont il se sert et évite de commettre des fautes comme celles qu'on vient de citer. De l'hypothèse de mortalité constante, on peut s'affranchir grâce aux travaux de Brass et Bamgboye[12], qui proposent une méthode d'estimation de la période des probabilités de survie tirées de données sur le veuvage. Certes, le changement de mortalité supposé pour estimer cette période ne représente pas toutes les éventualités, mais il est assez général pour convenir dans la plupart des cas.

De l'hypothèse de nuptialité constante, on peut s'affranchir si on estime les âges moyens au premier mariage des enquêtés et de leur conjoint pour chaque groupe d'âge ou de durée du mariage. Dès lors, les valeurs des paramètres $SMAM_m$ et $SMAM_f$ figurant aux équations (B.17-B.26) seront remplacées par des valeurs propres à l'âge ou la durée (selon le groupe d'âge des enquêtés). Cette démarche est possible si on dispose de données fiables sur les fiches matrimoniales de la population étudiée.

Pour conclure cette introduction, on peut signaler que les méthodes fondées sur le veuvage présentées dans ce

[12] W. Brass et E. A. Bamgboye, *op. cit.*

chapitre sont des révisions récentes des procédés proposés d'abord par Hill[13] et revus ensuite par Hill et Trussell[14].

b) *Données sur le veuvage classées par âge*

i) *Données requises*

Cette méthode cherche à estimer les probabilités de survie masculine (féminine) de 20 ans jusqu'à l'âge n à partir des données suivantes :

a) L'âge moyen au premier mariage observé pour les hommes ($SMAM_m$) et pour les femmes ($SMAM_f$). On verra à l'annexe I comment estimer ces âges à partir des proportions des célibataires classés par âge. Pour calculer ces proportions, il faut connaître la population masculine (féminine), tant totale que célibataire, classée dans les deux cas par groupe quinquennal d'âge;

b) La proportion des femmes (hommes) non célibataires, dans chaque groupe quinquennal d'âge, dont le premier conjoint était vivant lors de l'entretien. La proportion des enquêtés âgés de n à $n+4$ ans dont le premier conjoint survit est désignée par $NW(n)$. On notera que la série de ces proportions peut s'obtenir à partir de deux des données suivantes : *a*) nombre d'enquêtés dont le premier conjoint vivait lors de l'entretien classés par groupe quinquennal d'âge; *b*) nombre d'enquêtés dont le premier conjoint était décédé classés par groupe quinquennal d'âge; *c*) nombre total d'enquêtés non célibataires déclarant si leur premier conjoint vit ou non, classés aussi par groupe quinquennal d'âge. Ce dernier nombre étant censé être la somme des deux premiers, il importe de s'assurer qu'il exclut tous les enquêtés qui ne savent ou ne déclarent pas si leur premier conjoint vit ou non.

ii) *Procédé de calcul*

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul des proportions des non-veufs et non-veuves. La proportion des enquêtés (femmes ou hommes) non veufs ou non veuves dans le groupe d'âge de n à $n+4$ ans est égale au quotient des enquêtés (femmes ou hommes) de ce groupe dont le premier conjoint était vivant lors de l'entretien par le nombre total des enquêtés non célibataires (femmes ou hommes) âgés de n à $n+4$ ans déclarant si leur premier conjoint vit ou non. Ce total étant la somme des enquêtés (femmes ou hommes) âgés de n à $n+4$ ans dont le premier conjoint est vivant et de ceux dont ce conjoint est décédé, il suffit de connaître ces deux dernières catégories pour calculer les proportions désirées. Pour estimer les probabilités de survie des hommes, il faut connaître les proportions des non-veuves et, inversement, celles des non-veufs pour estimer les probabilités de survie des femmes.

Opération 2 : calcul de l'âge moyen des hommes et des femmes au premier mariage (SMAM). L'annexe I expose le procédé de calcul. Les valeurs pour les deux sexes sont nécessaires pour estimer les probabilités de survie soit des hommes soit des femmes à partir de données sur le veuvage classées par âge. Les sous-indices f et m servent à distinguer les valeurs respectives.

[13] K. Hill, "Estimating adult mortality levels from information on widowhood", *Population Studies*, vol. XXXI, n° 1 (mars 1977), p. 75 à 84.
[14] K. Hill et J. Trussell, *loc. cit.*

Opération 3 : calcul des probabilités de survie. La relation entre les variables calculées aux opérations précédentes et certaines probabilités de survie ont été établies au moyen d'une régression par la méthode des moindres carrés pour ajuster les équations suivantes :

$$l_m(n)/l_m(20) = a(n) + b(n)\,SMAM_f + c(n)\,SMAM_m + d(n)\,NW_f(n-5)$$

$$l_f(n)/l_f(20) = a(n) + b(n)\,SMAM_f + c(n)\,SMAM_m + d(n)\,NW_m(n) \qquad \text{(B.16)}$$

aux données fournies par des courbes types de mortalité et de nuptialité (voir chapitre Ier). Les tableaux 97 et 98 donnent les coefficients de régression $a(n)$, $b(n)$, $c(n)$ et $d(n)$ pour chaque valeur de n, ainsi que l'équation d'estimation dans chaque cas. On notera qu'au tableau 97, les proportions de survie des hommes s'estiment à partir des proportions des non-veuves et qu'au tableau 98, les probabilités de survie des femmes s'estiment à partir des proportions des non-veufs.

Opération 4 : calcul du nombre d'années précédant l'enquête auquel les estimations de survie se rapportent. Dans les cas où la mortalité a changé de façon régulière (c'est-à-dire de changement linéaire sur l'échelle logit), au cours des 15 ou 20 ans précédant l'enquête, les estimations de la période $T(n)$ à laquelle se rapporte chacune des probabilités de survie obtenue par les opérations précédentes peuvent se calculer par les équations suivantes :

$$u_m(n) = 0.3333 \ln NW_f(n-5) + Z(SMAM_m + n - 2.5 - SMAM_f) + 0.0037(27.0 - SMAM_m) \qquad \text{(B.17)}$$

$$t_m(n) = (n - 2.5 - SMAM_f)(1.0 - u_m(n))/2.0 \qquad \text{(B.18)}$$

ou

$$u_f(n) = 0.3333 \ln NW_m(n) + Z(SMAM_f + n + 2.5 - SMAM_m) + 0.0037(27.0 - SMAM_f) \qquad \text{(B.19)}$$

$$t_f(n) = (n + 2.5 - SMAM_m)(1.0 - u_f(n))/2.0 \qquad \text{(B.20)}$$

Les équations (B.17) et (B.18), d'une part, (B.19) et (B.20), d'autre part, servent selon qu'il s'agit de probabilités de survie pour les hommes ou pour les femmes. On notera que la forme de ces deux paires est essentiellement la même sauf interversion des indices indiquant le sexe. Dans les deux cas, le paramètre $n - 2{,}5 - SMAM$ sert d'indicateur de la durée moyenne du premier mariage des enquêtés âgés de n à $n+4$ ans; et les valeurs de la fonction

Tableau 97

COEFFICIENTS D'ESTIMATION DES PROBABILITÉS CONDITIONNELLES DE SURVIE MASCULINE À PARTIR DE DONNÉES SUR LE VEUVAGE DES DÉCLARANTES

Age n (1)	Coefficients 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

Equation d'estimation :

$$l_m(n)/l_m(20) = a(n) + b(n)SMAM_f + c(n)SMAM_m + d(n)NW_f(n-5)$$

Tableau 98

COEFFICIENTS D'ESTIMATION DES PROBABILITÉS CONDITIONNELLES DE SURVIE FÉMININE À PARTIR DE DONNÉES SUR LE VEUVAGE DES DÉCLARANTS

Age n (1)	Coefficients 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

Equation d'estimation :

$$l_f(n)/l_f(20) = a(n) + b(n)SMAM_f + c(n)SMAM_m + d(n)NW_m(n)$$

normative $Z(x)$ s'obtiennent par interpolation linéaire entre celles du tableau 88. Comme le montre l'exemple détaillé, ces équations sont d'utilisation simple; et les estimations de période qu'elles fournissent, sans être exactes, sont des indicateurs appropriés des périodes de référence auxquelles s'appliquent les probabilités de survie, si la mortalité a changé de façon régulière et graduelle.

iii) *Exemple détaillé*

On considère ici le cas des femmes non célibataires interrogées sur la survie de leur premier conjoint lors de l'enquête démographique nationale menée en Bolivie du 15 juin au 31 octobre 1975[15]. Les données réunies par cette enquête ont déjà servi d'exemple pour l'application de la méthode d'estimation fondée sur l'orphelinage des enquêtés.

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul des proportions des non-veuves. Le tableau 99 présente les données réunies par l'enquête et les proportions des femmes non célibataires dont les maris vivaient toujours lors de l'enquête, $NW_f(n)$. Pour calculer ces proportions, on a pris comme dénominateur le nombre des femmes non célibataires et non pas de toutes les femmes et il n'y a pas eu de non-réponse. Les proportions [colonne (4)] s'obtiennent en divisant le nombre des femmes dont le premier mari est décédé [colonne (3)] par

Tableau 99

FEMMES NON CÉLIBATAIRES ET NOMBRE DE FEMMES DONT LE PREMIER MARI ÉTAIT DÉCÉDÉ LORS DE L'ENTRETIEN, PAR GROUPE D'ÂGE, BOLIVIE, 1975

Groupe d'âge (1)	Femmes non célibataires (2)	Femmes dont le premier mari était décédé (3)	Proportion des non-veuves (déclarantes) (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

le nombre des femmes non célibataires déclarant si leur premier mari est vivant ou non [colonne (2)] et en soustrayant le quotient de 1,0. Par exemple :

$$NW_f(25) = 1.0 - (41/1{,}515) = 1.0 - 0.0271 = 0.9729.$$

Opération 2 : calcul de l'âge moyen des hommes et des femmes au premier mariage (SMAM). On trouvera à l'annexe I une explication détaillée du calcul. Pour la Bolivie, en 1975, les valeurs sont $SMAM_m = 25{,}3$ ans; et $SMAM_f = 23{,}2$ ans.

Opération 3 : calcul des probabilités de survie des hommes. Avec les coefficients du tableau 97 et l'équa-

[15] K. Hill, H. Behm et A. Soliz, *op. cit.*

tion (B.16) de ce tableau pour $SMAM_m = 23{,}2$ ans et $SMAM_f = 25{,}3$ ans et avec les proportions des non-veuves $NW_f(n)$, on obtient les probabilités de survie données à la colonne (6) du tableau 100. Par exemple :

$$l_m(50)/l_m(20) = 0.0087 - 0.01189(23.2) + 0.00925\,(25.3) + 1.0144\,(0.8195) = 0.798.$$

Le tableau 100 [colonne (7)] donne aussi les niveaux de mortalité auxquels chaque probabilité de survie correspond dans le type Ouest des tables de Coale-Demeny. Ces niveaux s'obtiennent par interpolation linéaire entre les valeurs du tableau 226 (voir annexe VII). L'opération 3 à la sous-section B.2, *b*, iii, donne un exemple détaillé du procédé.

Opération 4 : calcul du nombre d'années précédant l'enquête auquel les probabilités de survie des hommes se rapportent. Lorsqu'il s'agit des hommes, les équations (B.17) et (B.18) servent à calculer la période de référence $t(n)$. Le tableau 101 fournit les données nécessaires et certains des résultats intermédiaires. Les proportions observées des non-veuves, soit $NW_f(n-5)$, figurent à la colonne (2) et les valeurs du paramètre $SMAM_m + n - 2{,}5 - SMAM_f$ pour chaque valeur de n, appelées $x_m(n)$, figurent à la colonne (3). La fonction Z se calcule pour chacune de ces valeurs de $x_m(n)$ par interpolation du tableau 88. On notera que les données pour la première valeur de n, soit 25, sont exclues du tableau 101, car la série des valeurs de Z ne comprend pas celle de $x(25)$, soit 25,6; et, bien que l'extrapolation soit possible, elle donne pour $t(25)$ un nombre négatif, manifestement inadmissible. Pourtant, ce résultat indique que, dans une population où l'âge au premier mariage est de 23 ans et de 25 pour les hommes, une estimation de la probabilité de survie masculine entre 20 et 25 ans, tirée des déclarations des femmes non célibataires âgées de 20 à 24 ans, risque d'être très médiocre, car une bonne proportion de ces femmes n'est pas encore mariée, et la durée moyenne d'exposition des maris au risque de décès est assez brève. L'indication est corroborée dans ce cas par le fait que le niveau de mortalité correspondant à $l_m(25)/l_m(20)$ s'écarte manifestement des estimations suivantes (tableau 100).

Reprenons le calcul de $Z(x)$, avec un exemple pour $n = 45$. D'abord,

$$x_m(45) = 25.3 + 45.0 - 2.5 - 23.2 = 44.6$$

puis

$$Z_m(44.6) = 0.4(0.130) + 0.6(0.139) = 0.135.$$

Donc, avec l'équation (B.17),

$$u_m(45) = 0.3333 \ln NW_f(40) + Z(44.6) + 0.0037(1.7) = 0.3333 \ln (0.8735) + 0.135 + 0.0063 = 0.0962;$$

et, avec l'équation (B.18)

$$t_m(45) = (45.0 - 2.5 - 23.2)(1.0 - 0.0962)/2.0 = (9.65)(0.9038) = 8.7.$$

Donc, l'estimation de $l_m(45)/l_m(20)$, qui correspond à un niveau de mortalité type Ouest de 15,4, se rapporte à une date précédant l'enquête de 8,7 ans, c'est-à-dire à la fin de 1966, comme le montre la colonne (7) du tableau 101, puisque la date de référence de l'enquête est 1975.6 (voir opération 4, sous-section B.1, *b*, iii).

Les niveaux de mortalité correspondant aux probabilités de survie obtenues par l'opération précédente figurent à la colonne (8) du tableau 101 pour permettre une prompte appréciation des résultats obtenus. Il y a lieu de noter que, si l'on néglige la dernière estimation $l_m(60)/l_m(20)$, l'évolution de la mortalité adulte indiquée par les autres estimations semble rapide, quoique possible, avec un gain de près de trois niveaux (ou environ 7,5 ans d'espérance de vie) en l'espace d'une dizaine d'années. Si l'on néglige aussi l'estimation correspondant à $l_m(55)/l_m(20)$, qui se rapporte à environ 1963, l'amélioration de la mortalité adulte, plus modeste (un niveau environ), est peut-être plus plausible. Malheureusement, les niveaux de mortalité qui se rapportent à des périodes comparables à celles déjà

Tableau 100

ESTIMATION DES PROBABILITÉS DE SURVIE DES HOMMES PAR DES RENSEIGNEMENTS SUR LA SURVIE DU PREMIER MARI, BOLIVIE, 1975

Groupe d'âge (1)	*Age* n (2)	*Valeur intermédiaire* $a(n) + b(n)$ (23,2) $+ c(n)$ (25,3) (3)	*Coefficient* $d(n)$ (4)	*Proportion des non-veuves* $NW_f(n-5)$ (5)	*Probabilité de survie adulte des hommes* $l_m(n)/l_m(20)$ (6)	*Niveau de mortalité type Ouest* (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

Tableau 101

ESTIMATION DE LA PÉRIODE DE RÉFÉRENCE POUR LES PROBABILITÉS DE SURVIE DES HOMMES TIRÉES DE RENSEIGNEMENTS SUR LA SURVIE DU PREMIER MARI, BOLIVIE, 1975

Age n (1)	Proportion des non-veuves $NW_f(n-5)$ (2)	Indicateur de la durée d'exposition $x_m(n)$ (3)	Fonction normative $Z_m(x)$ (4)	Fonction de correction $u_m(n)$ (5)	Période de référence[a] $t_m(n)$ (6)	Date de référence (7)	Niveau de mortalité type Ouest (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] Nombre d'années précédant l'enquête auquel les estimations de survie se rapportent.

estimées pour la Bolivie à partir de données sur les orphelins de mère (tableaux 92 et 95) ne concordent pas bien avec ces derniers; et, bien qu'ils se rapportent à des sexes différents (femmes pour les estimations à partir de l'orphelinage, hommes pour celles obtenues ici), ce manque de concordance suggère qu'au moins une des deux séries risque d'être bien défectueuse. A ce stade, il semble plus probable, d'après la tendance qu'elle implique, que ce soit la série tirée de renseignements sur l'orphelinage, mais d'autres preuves sont nécessaires pour en décider.

c) *Données sur le veuvage classées par durée du premier mariage*

i) *Données requises*

Les probabilités de survie des hommes (ou des femmes) de 20 ans jusqu'à l'âge n peuvent aussi s'estimer à partir de données sur la survie du premier conjoint, classées par durée du mariage (c'est-à-dire par le temps écoulé depuis la première union). Cette variante requiert les données suivantes :

a) L'âge moyen au premier mariage, *SMAM*, des hommes (femmes). Cet âge s'estime par la proportion des hommes (femmes) célibataires dans chaque groupe quinquennal d'âge. L'annexe I expose en détail le procédé de calcul. On observera que, si les données sur le veuvage sont classées par durée du premier mariage, on n'a besoin dans chaque cas que d'un seul âge moyen : celui des hommes si on estime leur mortalité à partir de données fournies par des déclarantes; et inversement;

b) La proportion des femmes (hommes) non célibataires dont les premiers conjoints vivaient lors de l'entretien, classées par groupe quinquennal de durée du mariage. Ces proportions sont encore désignées par $NW(R)$, où R représente maintenant la limite inférieure de chaque groupe : ainsi, $NW(R)$ est la proportion des non-veufs (non-veuves) parmi les enquêtés déjà mariés depuis R à $R+4$ ans avant l'enquête. Comme dans le cas des données classées par âge, ces proportions peuvent se calculer à partir de deux des séries suivantes : *a*) nombre d'enquêtés dont le premier conjoint vivait lors de l'entretien, classés par groupe quinquennal de durée; *b*) nombre d'enquêtés dont le premier conjoint était décédé lors de l'entretien classés par groupe quinquennal de durée; *c*) nombre total d'enquêtés non célibataires déclarant si leur premier conjoint vit ou non, classés par groupe quinquennal de durée. Ce dernier nombre était censé être la somme des deux premiers, il importe qu'il exclue tous les enquêtés qui ne savent ou ne déclarent pas si leur premier conjoint vit ou non.

ii) *Procédé de calcul*

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul des proportions des non-veuves et non-veufs parmi les enquêtés (femmes ou hommes). Cette proportion, dans le groupe de durée k à $k+4$, soit $NW(R)$, est égale au quotient du nombre d'enquêtés (femmes ou hommes) déjà mariés depuis k à $k+4$ ans dont le premier conjoint vivait lors de l'entretien par le nombre total d'enquêtés non célibataires (femmes ou hommes) du même groupe de durée déclarant si leur premier conjoint vit ou non.

On notera que les probabilités de survie s'estiment, pour les hommes et les femmes respectivement, à partir des proportions des non-veuves et des non-veufs.

Opération 2 : calcul de l'âge moyen des hommes et des femmes au premier mariage (SMAM). Cet âge se calcule selon le procédé exposé à l'annexe I. On notera que la valeur requise est celle correspondant au sexe dont on estime les probabilités de survie.

Opération 3 : calcul des probabilités de survie des hommes (femmes). Dans l'estimation de la mortalité masculine, la probabilité de survie à partir de 20 ans se rattache à l'âge moyen des hommes au premier mariage et à la proportion, dans un groupe de durée donné, des femmes dont survit le premier mari. L'équation s'écrit :

$$l_m(n)/l_m(20) = a(n) + b(n)\, SMAM_m + c(n)\, NW_f(n-25) \qquad \text{(B.21)}$$

où $a(n)$, $b(n)$ et $c(n)$ sont les coefficients du tableau 102; et $NW_f(n-25)$ est la proportion des femmes du groupe de durée $n-25$ à $n-21$ dont survit le premier mari. Comme pour l'équation fondée sur les données classées par âge, les coefficients de l'équation (B.21) s'estiment en ajustant

Tableau 102

COEFFICIENTS D'ESTIMATION DES PROBABILITÉS CONDITIONNELLES DE SURVIE DES HOMMES, D'APRÈS LA PROPORTION DES DÉCLARANTES VEUVES CLASSÉES PAR DURÉE DU MARIAGE

Age n (1)	Groupe de durée (2)	Coefficients 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

Equation d'estimation :

$$l_m(n)/l_m(20) = a(n) + b(n)SMAM_m + c(n)NW_f(n-25)$$

l'équation (au moyen d'une régression par les moindres carrés) aux données provenant des courbes types de mortalité et de nuptialité (voir chapitre Ier).

Une équation analogue sert à estimer les probabilités de survie des femmes :

$$l_f(n)/l_f(20) = a(n) + b(n)\,SMAM_f + c(n)\,NW_m(n-25) \qquad \text{(B.22)}$$

où la proportion des veufs et le *SMAM* féminin remplacent la proportion des veuves et le *SMAM* masculin de l'équation (B.21). On notera que changent aussi les coefficients de régression à utiliser : ceux des tableaux 102 et 103 servent respectivement à estimer les probabilités de survie des hommes et des femmes.

Tableau 103

COEFFICIENTS D'ESTIMATION DES PROBABILITÉS CONDITIONNELLES DE SURVIE DES FEMMES D'APRÈS LA PROPORTION DES DÉCLARANTS VEUFS CLASSÉS PAR DURÉE DU MARIAGE

Age n (1)	Groupe de durée (2)	Coefficients 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

Equation d'estimation :

$$l_f(n)/l_f(20) = a(n) + b(n)\,SMAM_f + c(n)\,NW_m(n-25)$$

Opération 4 : calcul du nombre d'années précédant l'enquête auquel les probabilités de survie des hommes se rapportent. Dans les cas où la mortalité a changé régulièrement au cours des 15 ou 20 années précédant l'enquête (c'est-à-dire où ce changement est approximativement linéaire sur l'échelle logit), les estimations du moment auquel chacune des probabilités de survie obtenues à l'opération précédente se rapporte peuvent se calculer par les équations suivantes :

$$u_m(n) = 0.3333 \ln NW_f(n-25) + Z(n - 22.5 + SMAM_m) + 0.0037(27 - SMAM_m) \qquad \text{(B.23)}$$

$$t_m(n) = (n - 22.5)(1.0 - u_m(n))/2.0 \qquad \text{(B.24)}$$

ou

$$u_f(n) = 0.3333 \ln NW_m(n-25) + Z(n - 22.5 + SMAM_f) + 0.0037(27 - SMAM_f) \qquad \text{(B.25)}$$

$$t_f(n) = (n - 22.5)(1.0 - u_f(n))/2.0. \qquad \text{(B.26)}$$

Les équations (B.23) et (B.24), d'une part, (B.25) et (B.26), d'autre part, servent respectivement pour les hommes et pour les femmes. On notera que la forme de ces paires est essentiellement la même, sauf interversion des indices indiquant le sexe. Dans les deux cas (hommes et femmes), la quantité $n - 22,5$ désigne le milieu du groupe de durée auquel appartiennent les enquêtés; et les valeurs de la fonction $Z(x)$ s'obtiennent par interpolation linéaire de celles du tableau 88.

iii) *Exemple détaillé*

Les données réunies lors de l'enquête démographique nationale menée au Panama entre août et octobre 1976 servent à montrer comment utiliser les données sur la survie du premier conjoint classées par durée du mariage pour estimer les probabilités de survie adulte. Le tableau 104 donne le nombre des hommes non célibataires classés selon le temps écoulé depuis leur premier mariage et la survie de leur première épouse. Il s'agit d'estimer les probabilités de survie des femmes. On notera que le nombre des hommes se déclarant mariés sans savoir depuis quand forme une bonne proportion du total (un peu plus de 10 p. 100). Ce niveau de non-réponse fait douter des données : dans un pays où quelque 10 p. 100 des hommes mariés ne déclarent ou ne connaissent pas la durée de leur mariage, il est probable que les autres ne déclarent pas exactement cette durée et qu'ils présentent les mêmes caractéristiques que ceux qui l'ignorent. Une façon possible de traiter les cas de non-réponse est de les répartir selon les différentes durées d'après les proportions qu'indiquent les cas connus. Ce procédé se fonderait sur l'hypothèse que, pour une survie donnée du premier conjoint (décédé ou vivant), chaque enquêté est également susceptible de ne pouvoir déclarer la durée de son union. Toutefois, il semble raisonnable de supposer que ceux dont les unions ont duré plus longtemps sont plus susceptibles d'en avoir oublié la date, de sorte qu'il faudrait probablement un procédé de redistribution plus complexe. Pourtant, un tel procédé exigerait une hypothèse quant à la façon dont la probabilité de non-déclaration de la date de la première union varie avec le temps écoulé depuis son début. Faute de renseignements sur ce point, on risque fort, par de fausses hypothèses, de distordre les résultats. Dès lors, il semble plus sûr de négliger complètement, lors de l'analyse, les cas de durée inconnue, sans les oublier lors de l'interprétation des résultats.

Tableau 104

DONNÉES FOURNIES PAR LES HOMMES SUR LA SURVIE DE LEUR PREMIÈRE ÉPOUSE, PANAMA, 1976

Durée (1)	Indice k (2)	Nombre d'hommes déclarant: Première épouse vivante (3)	Première épouse décédée (4)	Ne pas savoir (5)	Total (6)	Proportion des non-veufs (7)
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	-
Inconnue . . .		594	169	212	975	-

Voici le procédé de calcul :

Opération 1 : calcul des proportions des enquêtés non veufs. Le tableau 104 montre toutes les catégories de données qu'on peut tirer d'une simple question sur la survie de la première épouse de chaque enquêté non célibataire. Pour certains groupes de durée, le nombre de ceux qui déclarent ne pas savoir forment une bonne proportion de ceux qui déclarent leur première épouse décédée. Cette caractéristique rend encore les données douteuses car, si on suppose la première épouse décédée dans tous les cas de non-réponse, les estimations de survie différeront notablement, surtout pour les mariages de moindre durée. Strictement parlant, rien n'autorise pareille hypothèse et, dans le reste de l'analyse, on a négligé les enquêtés déclarant ne pas savoir. Donc, pour calculer la proportion des enquêtés non veufs $NW_m(k)$ dans le groupe de durée 10-14 par exemple, on divise le nombre de ceux dont la première femme est vivante par ce nombre augmenté de ceux dont elle est décédée :

$$NW_m(10) = 1\,096/(1\,096+23) = 0.9794.$$

On notera que ce paramètre peut s'obtenir aussi en divisant le nombre de ceux dont la première épouse est vivante par la différence entre le total des enquêtés et ceux qui ignorent si leur femme survit ou non. Il vient :

$$NW_m(10) = 1\,096/(1\,127-8) = 0.9794.$$

La colonne (7) du tableau 104 donne la série complète des valeurs.

Opération 2: calcul de l'âge moyen des femmes au premier mariage. On trouvera à l'annexe I une présentation détaillée du procédé servant à calculer les valeurs du paramètre *SMAM* pour les femmes. Ici, on l'a trouvé égal à 22,01 ans.

Opération 3 : calcul des probabilités de survie des femmes. L'équation (B.22) sert à calculer ces probabilités de l'âge de 20 ans jusqu'à l'âge n. Elles s'obtiennent avec les proportions des non-veufs parmi les enquêtés non célibataires, l'âge moyen des femmes au premier mariage et les coefficients du tableau 103. Le tableau 105 donne le détail des calculs. On notera que les estimations finales de probabilité de survie ne diffèrent guère ici des proportions initiales des enquêtés dont la première femme survit. Le niveau de mortalité type Ouest qui correspond à chaque probabilité de survie a été estimé par interpolation linéaire des valeurs du tableau 222 à l'annexe VII (voir exemple détaillé à l'opération 3 de la sous-section B.2, *b*, iii). Ces niveaux supposent en général une très faible mortalité des Panaméennes au début des années 1970.

Opération 4: calcul du nombre d'années précédant l'enquête auquel les probabilités de survie des hommes se rapportent. Les niveaux de mortalité type Ouest [colonne (6) du tableau 105] indiquent que la mortalité n'est pas restée constante au Panama, puisque les déclarations des enquêtés qui ont été mariés le plus longtemps correspondent à des niveaux inférieurs (c'est-à-dire à une mortalité supérieure) à ceux auxquels correspondent les déclarations des enquêtés mariés depuis moins longtemps. Il importe donc d'avoir quelque idée de la période $t_f(n)$ à laquelle les probabilités de survie se rapportent. Les équations (B.25) et (B.26) servent alors à estimer cette période. Le tableau 106 fournit quelques-unes des valeurs intermédiaires requises pour ce calcul ainsi que les estimations finales. Les valeurs de $Z_f(x)$ s'obtiennent par interpolation linéaire de celles du tableau 88; et $x_f(n)$ sert à désigner la quantité $n-22{,}5+SMAM_f$. L'enquête s'étant déroulée entre août et octobre 1976, son milieu, soit sous forme décimale 1976.7, sert de date de référence (voir à l'opération 4 de la sous-section B.1,*b*, iii, un exemple de la façon de calculer cet équivalent décimal). Donc, en soustrayant, de 1976.7, la valeur de $t_f(n)$, on obtient la date à laquelle chaque probabilité de survie se rapporte. La série de ces dates figure à la colonne (7) du tableau 106; et, pour faciliter la comparaison, les niveaux de mortalité type Ouest donnés par l'opération précédente figurent à la colonne (8). Sans plus ample information, la tendance des estimations de survie ainsi datées, qui indique une amélioration, de près d'un quart de niveau par an, de la mortalité adulte féminine, semble plausible bien que les niveaux estimatifs soient relativement élevés. A cause des défauts déjà relevés dans cette série de données, il faut examiner la possibilité que les déclarations des enquêtés sous-estiment leur niveau réel de veuvage avant d'accepter sans réserve les estimations du tableau 105.

Tableau 105

ESTIMATION DES PROBABILITÉS DE SURVIE ADULTE DES FEMMES, D'APRÈS LES DONNÉES FOURNIES PAR LES HOMMES SUR LA SURVIE DE LEUR PREMIÈRE ÉPOUSE, PAR DURÉE DU MARIAGE, PANAMA, 1976

Groupe de durée (1)	*Age n* (2)	*Proportion des enquêtés non veufs* (3)	*Equation d'estimation* $a(n)+b(n)\ SMAM_f+c(n)NW_m(n-25)$ (4)	*Probabilité de survie adulte des femmes* $l_f(n)/l_{f(20)}$ (5)	*Niveau de mortalité type Ouest* (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

d) *Emploi de données sur le veuvage provenant de deux enquêtes*

Les estimations de la mortalité par le veuvage posent le même problème que par l'orphelinage : elles se rapportent à des périodes sensiblement antérieures à l'enquête et qu'on ne peut déterminer que si la mortalité a changé de façon régulière. On a proposé plus haut une méthode permettant d'obtenir des estimations de la mortalité qui se rapportent à une période bien définie au moyen de données sur l'orphelinage provenant de deux enquêtes. Strictement parlant, une démarche parallèle ne peut s'appliquer à des données sur le veuvage classées par âge de l'enquêté, car les groupes d'âge ne définissent pas des cohortes de mariage; et le changement des proportions des non-veufs et non-veuves d'un groupe d'âge à l'autre est généralement tempéré par l'influx des enquêtés récemment mariés dont l'exposition au risque de décès depuis leur mariage est inférieure à la moyenne du groupe. Toutefois, le même phénomène affecte les proportions des non-veufs et des non-veuves classés par groupe d'âge lors de chaque enquête; donc, tant que la répartition des mariages selon l'âge reste plus ou moins constante, les proportions des non-veufs et des non-veuves pour une cohorte intercensitaire hypothétique seront représentatives de la mortalité intercensitaire effective. Ces proportions peuvent se calculer par la méthode décrite dans le cas des données sur l'orphelinage (voir sous-section B.2, *d*), puis s'analyser par la méthode exposée à la sous-section B.3, *b*, avec des données analogues sur l'âge moyen des hommes et des femmes au premier mariage pendant la période intercensitaire (ces âges moyens s'obtiennent en faisant la moyenne de ceux qui correspondent au début et à la fin de la période).

D'autre part, quand les données sur le veuvage sont classées d'après le temps écoulé depuis le premier mariage, les groupes quinquennaux de durée représentent bien des cohortes de mariage; et les proportions des non-veufs et non-veuves dans une cohorte de mariage hypothétique représentant la période intercensitaire peuvent se calculer à partir de deux séries de proportions des non-veufs et non-veuves classées par durée et obtenues par des enquêtes ou recensements distants de 5 ou 10 ans. Ce calcul se fait comme il est dit à l'opération 2 de la sous-section B.2, d, ii, relative aux proportions des non-orphelins, sauf que les groupes de durée y remplacent les groupes d'âge. Le procédé complet de calcul n'est pas exposé ici, car c'est le même que celui appliqué aux données sur l'orphelinage et, d'autre part, on ne dispose pas de séries de données sur le veuvage classées par durée provenant de deux enquêtes.

C.—Estimation de la survie de la naissance à l'âge adulte

1. CARACTÈRES GÉNÉRAUX DES MÉTHODES

Cette section présente une extension des méthodes conditionnelles exposées à la section B. Elles permettent alors d'estimer des probabilités de survie depuis la naissance, c'est-à-dire des probabilités qui ne sont plus conditionnelles. Celles-ci s'estiment au moyen d'équations où figure la variable indépendante $l(2)$, probabilité de survie de

Tableau 106

ESTIMATION DES PÉRIODES DE RÉFÉRENCE POUR LES PROBABILITÉS DE SURVIE DES FEMMES TIRÉES DE DONNÉES SUR LES VEUFS, PANAMA, 1976

Age n (1)	*Proportion des non-veufs* $NW_m(n-25)$ (2)	*Indicateur de durée d'exposition* $s_f(n)$ (3)	*Fonction normative* $Z_f(n)$ (4)	*Fonction de correction* $u_f(n)$ (5)	*Période de référence*[a] $t_{f(n)}$ (6)	*Date de référence* (7)	*Niveau de mortalité type Ouest* (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] Nombre d'années précédant l'enquête auquel les estimations de survie se rapportent.

la naissance à l'âge de 2 ans, pour tenir compte de la mortalité infantile. En pratique, sa valeur s'obtient presque invariablement par les techniques d'estimation de la mortalité juvénile exposées au chapitre III.

Les méthodes présentées ici étant des extensions des méthodes conditionnelles d'estimation de survie adulte précédemment décrites, elles se fondent sur des hypothèses très analogues. En fait, toutes les observations présentées à la section B sur la validité des estimations des probabilités conditionnelles de survie s'appliquent à celles des estimations des probabilités directes; et, parce que le calcul de ces dernières exige des données supplémentaires, par exemple $l(2)$, certaines autres hypothèses s'imposent.

Les méthodes présentées ici se fondent sur des équations ajustées, par une régression selon les moindres carrés, à des données simulées; de sorte que la principale hypothèse est que les modèles utilisés pour cette simulation représentent convenablement la réalité. Hypothèse supplémentaire, la mortalité effective rentre dans la relation entre mortalité adulte et juvénile correspondant aux tables types utilisées pour cette simulation. Donc, les estimations tirées de ces méthodes ne seront pas fiables si la mortalité de la population étudiée sort du cadre des modèles utilisés. L'estimation de la survie adulte depuis la naissance est particulièrement sensible à la relation entre mortalité juvénile et adulte ainsi qu'à la répartition de la courbe de mortalité entre 5 et 25 ans. On peut réduire cette sensibilité en incluant dans l'équation d'estimation une variable indépendante tenant compte des variations connues de la mortalité entre 2 et 20 ou 25 ans. Les cas types auxquels sont ajustées les équations d'estimation ont été obtenus au moyen de courbes de mortalité fondées sur le système logit, en prenant pour normes les quatre tables du niveau 16 (femmes) des modèles Coale-Demeny. Donc, la probabilité de survie de 2 à 20 ans (ou 25 pour les orphelins) dans la table appropriée entre dans l'équation d'estimation comme variable indépendante pour tenir compte de la répartition par âge de la mortalité entre l'enfance et le jeune âge adulte. Il n'en reste pas moins vrai que les estimations de survie depuis la naissance fondées sur l'orphelinage ou le veuvage déclaré par de jeunes enquêtés dépendent avant tout de l'estimation de $l(2)$, alors que les proportions des non-orphelins ou non-veufs (non-veuves) ne permettent guère de calcul[16] : fait qui peut influer sur la cohérence des estimations tirées de données correspondant à de jeunes enquêtés.

On a déjà souligné dans ce chapitre que les données sur l'orphelinage et le veuvage fournissent des estimations de la mortalité qui se rapportent à des dates antérieures et que, si on dispose de ces mêmes données pour deux enquêtes distantes de 5 ou 10 ans, on peut recourir à l'artifice d'une cohorte intercensitaire hypothétique pour obtenir des estimations de la mortalité qui se rapportent exactement à la période intercensitaire. Les méthodes d'analyse exposées aux sections suivantes peuvent aussi s'appliquer aux proportions fictives des non-orphelins ou non-veufs (et non-veuves) dans une cohorte intercensitaire hypothétique, en partant d'une estimation de $l(2)$ tirée soit d'une cohorte hypothétique et se rapportant donc à la même période (voir chapitre III, section D), ou, à défaut, des déclarations des femmes âgées de 20 à 24 ans lors de la deuxième enquête et se rapportant donc plus ou moins au milieu de la période intercensitaire. Ces proportions ainsi obtenues, l'analyse se déroule exactement comme il est dit aux sections C.2, *c*, C.3, *b*, iii, et C.3, *c*, ii, mais les estimations de mortalité se rapportant à une période précise (la période intercensitaire), point n'est besoin d'estimer $t(n)$.

2. Estimation de la survie des femmes de la naissance à l'âge adulte par les proportions de ceux dont la mère survit

a) *Base et principe de la méthode*

Les techniques de régression ont servi à rattacher les proportions des déclarants dont la mère vivait lors de l'entretien aux probabilités de survie de ces femmes. On a trouvé que ces probabilités depuis la naissance $l(n)$ pouvaient s'estimer avec une bonne précision si l'on fait figurer la probabilité de survie des femmes de leur naissance à l'âge de 2 ans $l_f(2)$ parmi les variables indépendantes déterminant les valeurs désirées de $l(n)$ et si l'on inclut aussi, dans l'équation ajustée, un indicateur de la relation entre mortalité adulte et juvénile, appelée RS et égale au quotient de $l(25)$ par $l(2)$ dans la norme qui représente le mieux le cas de la population considérée. Comme pour la méthode de régression appliquée à des données concernant les orphelins de mère (voir sous-section B.2, *c*), les autres variables indépendantes sont M, âge moyen des mères à la naissance de leurs enfants, et $S(n)$, proportion des déclarants appartenant au groupe d'âge de n à $n+4$ dont la mère survit. L'équation s'écrit :

$$l_f(25+n) = a(n) + b(n)M + c(n)\, l_f(2) S(n-5) + d(n)RS \qquad \text{(C.1)}$$

où $a(n)$, $b(n)$, $c(n)$ et $d(n)$ sont des coefficients dont le tableau 107 donne la valeur pour chaque n.

Ces coefficients ont été obtenus en ajustant, par une régression selon les moindres carrés, l'équation (C.1) à des données simulées à partir de courbes choisies de fécondité et de mortalité. Ces courbes de fécondité ont été tirées des modèles de Coale-Trussell (voir chapitre Ier, sous-section E.1), et les courbes de mortalité ont été obtenues par le système logit, en prenant pour norme le niveau 16 des tables relatives aux femmes dans chaque famille régionale des modèles de Coale-Demeny (voir chapitre Ier, sous-sections B.2 et B.4).

Il y a lieu de signaler que cette méthode ne permet d'estimer que la mortalité adulte des femmes, puisque les coefficients du tableau 107 ont été tirés de simulations qui ne concernent qu'elles. De plus, ces simulations ne tiennent compte d'aucune tendance de la mortalité, la même table servant dans chaque cas à obtenir des valeurs de $l_f(2)$ et $l_f(25+n)$ pour n variant de 20 à 50. Donc, l'emploi des coefficients du tableau 107 repose sur l'hypothèse tacite d'un niveau de mortalité inchangé pendant au moins

[16] K. Hill et J. Trussell, *loc. cit.*

Tableau 107

COEFFICIENTS D'ESTIMATION DES PROBABILITÉS DE SURVIE DES FEMMES DEPUIS LA NAISSANCE D'APRÈS LES PROPORTIONS DES DÉCLARANTS DONT LA MÈRE SURVIT

Age	*Coefficients*			
n (1)	*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

Equation d'estimation :

$$l_f(25+n) = a(n) + b(n)\,M + c(n)\,l_f(2)\,S(n-5) + d(n)\,RS$$

40 ans. Cette hypothèse risquant fort de ne pas se vérifier en pratique, on ne saurait tenir les estimations obtenues par cette méthode pour des mesures exactes de la mortalité par période, d'autant que l'emploi de $l_f(2)$ comme variable indépendante pose un autre problème de chronologie. En fait, la meilleure façon d'appliquer cette méthode sera probablement de calculer d'abord la période à laquelle les estimations de survie se rapporteraient si elles étaient déterminées surtout par les proportions des déclarants dont la mère survit (comme dans la méthode conditionnelle) et si la mortalité avait changé de façon régulière (c'est-à-dire linéaire sur l'échelle logit); puis en portant dans l'équation (C.1) les estimations de la mortalité juvénile se rapportant aux périodes correspondantes, pour obtenir des probabilités datées de survie de la naissance aux âges adultes. En pratique, toutefois, il ne sera guère possible d'obtenir des estimations de la mortalité juvénile pour les dates exactes auxquelles les probabilités conditionnelles de survie se rapportent et il faudra utiliser des moyennes à la place. Dès lors, l'usager devra se souvenir que les estimations de survie fournies par l'équation (C.1) représentent une combinaison de niveaux de mortalité dont les dates de référence diffèrent quelque peu.

b) *Données requises*

Ce sont :

a) La proportion des déclarants dont la mère survit, dans chaque groupe quinquennal d'âge de n à $n+4$, appelée $S(n)$. On trouvera à la sous-section B.2, *b*, i, quelques observations sur son calcul;

b) Le nombre des naissances au cours d'une année déterminée, classées par groupe quinquennal d'âge de la mère. Ce nombre sert à estimer M, âge moyen des mères dans un groupe particulier de naissances au moment de ces naissances;

c) Une estimation ou des estimations de la probabilité de survie de la naissance à l'âge de 2 ans pour les femmes, appelée $l_f(2)$. Ces estimations s'obtiennent d'ordinaire à partir de renseignements sur le nombre des enfants nés vivants et survivants classés par âge de la mère (voir chapitre III).

c) *Procédé de calcul*

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul de l'âge moyen à la maternité. Voir opération 1 à la sous-section B.2, *b*, ii.

Opération 2 : calcul des périodes de référence des probabilités conditionnelles de survie estimées d'après les orphelins de mère. Suivre le procédé indiqué à l'opération 3 de la sous-section B.2, *c*, ii.

Opération 3 : estimation de la probabilité de survie des femmes de la naissance à l'âge de 2 ans. On se reportera aux méthodes décrites au chapitre III. L'idéal serait d'obtenir des estimations de cette probabilité, $l_f(2)$, pour chacune des périodes de référence estimées à l'opération 2. On n'a besoin des estimations de $l(2)$ que pour les femmes.

Opération 4 : estimation des probabilités de survie depuis la naissance [$l(n)$]. Cette estimation, qui est au cœur du calcul, est assez directe une fois connus M, âge moyen à la maternité, et des estimations appropriées de $l_f(2)$. Il suffit d'utiliser l'équation (C.1) avec les coefficients du tableau 107. On veillera à choisir les coefficients qui correspondent bien aux proportions de ceux dont la mère survit, $S(n)$, pour différentes valeurs de n. Il faut encore calculer la valeur du quotient type RS, c'est-à-dire la probabilité de survie entre l'âge de 2 ans et celui de 25 ans pour le niveau 16 relatif aux femmes dans la table de la famille de Coale-Demeny qui représente le mieux la population étudiée. Cette valeur s'écrit :

$$RS = l_s(25)/l_s(2). \qquad \text{(C.2)}$$

Par commodité, le tableau 108 donne les quatre valeurs de RS qui correspondent aux modèles de Coale-Demeny.

Tableau 108

QUOTIENTS TYPES À APPLIQUER POUR ESTIMER LES PROBABILITÉS DE SURVIE DEPUIS LA NAISSANCE, D'APRÈS DES DONNÉES SUR LES ORPHELINS DE MÈRE, SELON LES MODÈLES DE COALE-DEMENY

Tables types de la famille de Coale-Demeny (1)	*Quotients types* $RS = l_f(25)/l_f(2)$ (2)
Nord	0.90198
Sud	0.92581
Est	0.93568
Ouest	0.92346

L'usager choisira le modèle approprié et portera ensuite la valeur correspondante de *RS* dans l'équation (C.1). On notera que l'emploi d'autres normes, bien que ne rentrant pas dans les cas types, n'entraînerait pas de fortes distorsions, pour autant que *RS* soit calculé pour la norme utilisée.

d) *Exemple détaillé*

Pour comparer l'opération des différentes méthodes d'estimation de la mortalité adulte, on reprend le cas de la Bolivie, déjà présenté à la sous-section B.2, *b*, iii. Les données réunies par l'Enquête démographique nationale de 1974 figurent au tableau 89. Le tableau 109 présente les données sur les filles nées vivantes et survivantes; les résultats apparaissent au tableau 110.

Tableau 109

FILLES NÉES VIVANTES ET SURVIVANTES SELON L'ENQUÊTE DÉMOGRAPHIQUE NATIONALE, BOLIVIE, 1975

Groupe d'âge (1)	Nombre total de femmes (2)	Nombre de filles	
		Nées vivantes (3)	Survivantes (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

Tableau 110

ESTIMATION DE LA MORTALITÉ DES FILLES, BOLIVIE, 1975

Groupe d'âge de la mère (1)	Age n (2)	Probabilité de décès (3)	Niveau de mortalité type Ouest (4)	Date de référence (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

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul de l'âge moyen à la maternité. On se reportera à la première opération de la sous-section B.2, *b*, iii, où on a calculé en détail l'âge moyen des Boliviennes lors de la maternité, *M*, et trouvé 28,8 ans.

Opération 2 : calcul des périodes de référence des probabilités conditionnelles de survie estimées à partir des orphelins de mère. Cette opération est identique à l'opération 3 de la sous-section B.2, *c*, iii. Elle n'est donc pas répétée ici. Les dates de référence déjà obtenues (tableau 95) sont reproduites à la colonne (3) du tableau 111, par commodité.

Opération 3 : Estimation de la probabilité de survie des femmes de la naissance à l'âge de 2 ans. Les données du tableau 109 sur les filles nées vivantes et survivantes ont été réunies par l'Enquête démographique nationale menée en Bolivie en 1975. Ce sont les premières de ces données dont on dispose pour le pays, des questions sur ce point n'ayant pas été posées auparavant. Comme il a été dit au chapitre III, elles peuvent servir pour estimer $l_f(2)$, probabilité de survie des femmes de la naissance à l'âge de 2 ans. Le procédé est déjà exposé à la sous-section B.2 du chapitre III. Son application détaillée n'est donc pas reprise ici, où on se borne à considérer les résultats obtenus (tableau 110). Les estimations habituelles de la probabilité de décès $q_f(x)$, données par la méthode, figurent à la colonne (3); la colonne (4) donne les niveaux de mortalité concordant avec les estimations de $q_f(x)$ dans la famille Ouest des tables types de Coale-Demeny; et la colonne (5) donne les dates de référence de chaque estimation en soustrayant chaque période de référence $t(i)$ pour les estimations de la mortalité juvénile, de 1975.6, date de référence de l'enquête de 1975.

Il convient de signaler deux caractéristiques des estimations du tableau 110. Premièrement, celles qui correspondent aux périodes les plus anciennes proviennent de données sur les femmes âgées de 40 à 44 et de 45 à 49 ans lors de l'enquête; deuxièmement, ces estimations sont précisément celles dont les niveaux de mortalité ne suivent pas la tendance qu'impliquent les autres. Etant donné les défauts coutumiers des données sur les enfants nés vivants et survivants (voir chapitre III, sous-section A.1), il est probable que les estimations relatives à 1964.6 sont trop fortes (quant à leur niveau de mortalité) du fait de la tendance des femmes âgées à omettre certains de leurs enfants décédés. Cette qualité douteuse ne les recommande pas pour d'autres procédés d'estimation.

Tableau 111

ESTIMATION DES PROBABILITÉS DE SURVIE DES FEMMES DEPUIS LA NAISSANCE, D'APRÈS LES ORPHELINS CLASSÉS PAR ÂGE DE L'ENQUÊTÉ, BOLIVIE, 1975

Groupe d'âge (1)	Proportion de ceux dont la mère survit $S(n-5)$ (2)	Date de référence (3)	Niveau Ouest pour $l_{f(2)}$ (4)	Probabilité de survie jusqu'à l'âge de 2 ans $l_f(2)$ (5)	Age n (6)	Probabilité de survie adulte des femmes $l_f(25+n)$ (7)	Niveau Ouest pour $l_f(25+n)$ (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

Malheureusement, comme il ressort des dates de référence données à la colonne (3) du tableau 111, la plupart des estimations conditionnelles de survie tirées des données sur les orphelins de mère se rapportent à la période 1960-1965, de sorte qu'il est souhaitable de disposer d'estimations de la mortalité juvénile pour cette période. Pour les obtenir, on extrapole rétrospectivement la tendance implicite des estimations de $q_f(2)$, $q_f(3)$, $q_f(5)$ et $q_f(10)$ données au tableau 110. Des nombreuses façons de le faire, on a choisi la plus simple, surtout parce que le caractère approximatif des estimations chronologiques ne permet pas d'en prendre de plus élaborées.

Une représentation graphique des quatre premiers niveaux de mortalité en fonction du temps ferait apparaître une tendance assez linéaire. Donc, si l'on prend le premier et le quatrième pour déterminer la droite, sa pente (changement annuel de niveau) est de :

$$\theta = (11.04 - 10.37)/(1973.5 - 1967.3) = 0.108$$

soit, pour 1960.7 par exemple :

$$10.37 + 0.108(1960.7 - 1967.3) = 9.7.$$

La colonne (4) du tableau 111 donne la série complète des niveaux de mortalité type Ouest définis par ces extrapolations et correspondant aux périodes auxquelles les estimations fondées sur l'orphelinage se rapportent. La colonne (5) donne les valeurs de $l_f(2)$ que ces estimations impliquent. Elles ont été obtenues par interpolation linéaire des valeurs de $l(2)$ au tableau 236 (annexe VIII). Par exemple, pour le niveau estimatif de 9,7 qu'on vient d'obtenir, elle se situe entre celles correspondant aux niveaux 9 et 10 (0,77271 et 0,79340). Par interpolation linéaire (voir annexe IV), il vient :

$$l_f(2) = 0.3(0.77271) + 0.7(0.79340) = 0.7872.$$

Opération 4 : estimation des probabilités de survie depuis la naissance. Avec les valeurs de M et $l_f(2)$ qu'on vient d'obtenir, et les valeurs de RS pour le type Ouest (tableau 108), cette dernière opération est assez simple. Essentiellement, pour chaque valeur de n, on porte les valeurs de M, $l_f(2)$, $S(n-5)$ et RS dans l'équation (C.1) avec les coefficients du tableau 107. La colonne (7) du tableau 111 donne les estimations de $l_f(25+n)$ ainsi obtenues. Par exemple :

$$\begin{aligned} l_f(50) = & -1.2508 + 0.0051(28.8) + \\ & 1.1934(0.7973)(0.8807) + 0.9821(0.92346) \\ = & \ 0.6410; \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} l_f(60) = & -1.2669 + 0.0115(28.8) + \\ & 1.1423(0.7913)(0.6915) + 0.8885(0.92346) \\ = & \ 0.5098. \end{aligned}$$

On notera que, du fait qu'on dispose de différentes estimations de $l_f(2)$ pour chaque période, la valeur de cette variable change aussi avec n, alors que celle de RS reste toujours constante.

Pour évaluer les probabilités estimées de survie de la naissance à l'âge adulte, on a calculé les niveaux de mortalité type Ouest correspondants. Ce calcul exige une interpolation linéaire des valeurs données au tableau 236 à l'annexe VIII. On notera que, puisqu'il s'agit de probabilités de survie depuis la naissance, les valeurs des tables servent telles quelles à l'interpolation. Par exemple, le niveau qui correspond à $l_f(60) = 0{,}5098$ s'obtient en déterminant les valeurs de la colonne $l(60)$ (tableau 236, annexe VIII) qui l'encadrent. Ce sont ici 0,50587 et 0,54215, correspondant aux niveaux 13 et 14. Donc, le niveau correspondant à 0,5098 est de :

$$13.0 + (0.50980 - 0.50587)/(0.54215 - 0.50587) = 13.1.$$

La série des niveaux donnés à la colonne (8) du tableau 111 montre que les estimations pour l'intervalle de $l_f(65)$ à $l_f(70)$ sont assez concordantes, impliquant des niveaux de mortalité analogues et un déclin plausible. Les niveaux correspondant à $l_f(45)$, $l_f(50)$ et $l_f(75)$ sont assez hauts et s'écartent des autres, de sorte qu'il faut les interpréter prudemment.

A ce stade, il est bon de comparer ces estimations avec celles obtenues déjà au moyen des méthodes conditionnelles. Prenons par exemple le tableau 95, où les niveaux de mortalité se rapportent aux mêmes périodes que ceux du tableau 111. On notera que l'emploi d'un indicateur de mortalité juvénile dans le procédé d'estimation a pour effet d'abaisser notablement les niveaux de mortalité adulte qu'impliquent les données sur l'orphelinage (tableau 111). La grande différence entre les niveaux donnés au tableau 95 (déterminés surtout d'après des données sur les orphelins de mère) et ceux présentés au tableau 110 (déterminés d'après les données sur les enfants survivants) implique une ou plusieurs des trois possibilités suivantes : le type Ouest représente mal le schéma de mortalité de la population féminine en Bolivie; l'orphelinage est incomplètement déclaré, entraînant des sous-estimations de la mortalité adulte; les enfants survivants ne sont pas entièrement déclarés et les estimations de la mortalité juvénile obtenues sont trop fortes. Les données présentées ici ne permettent pas de choisir, mais d'autres suggèrent que les orphelins de mère n'ont pas été entièrement déclarés et que les niveaux estimatifs de mortalité du tableau 95 sont trop hauts. Dès lors, il semble que les estimations du tableau 111 soient plus acceptables, surtout parce qu'elles sont déterminées dans une large mesure par les estimations de la mortalité juvénile qu'elles incluent.

3. Estimation de la survie de la naissance aux âges adultes par les proportions des non-veufs et non-veuves

a) *Base et principe de la méthode*

Les méthodes exposées ici sont une extension de celles présentées à la sous-section B.3. De même, des données

sur les proportions dont ceux dont survit le premier conjoint, classés soit par âge soit par durée du premier mariage de l'enquêté, servent à estimer les probabilités de survie. Dans le cas présent, toutefois, l'inclusion de certains renseignements sur le niveau de mortalité prévalant chez les jeunes [sous forme d'estimation de $l(2)$] permet d'estimer des probabilités de survie depuis la naissance d'une façon parallèle à la méthode qu'on vient de décrire (voir sous-section C.2), qui utilise des données sur la survie de la mère pour estimer les probabilités de survie depuis la naissance.

Les deux méthodes (par âge et par durée) présentées ici utilisent une estimation de $l(2)$ [probabilité de survie de la naissance à l'âge de 2 ans] pour le sexe dont s'estiment les probabilités de survie. Une telle estimation se tire d'ordinaire de réponses aux questions concernant les enfants nés vivants et survivants. Le chapitre III décrit une méthode servant à l'obtenir. Si on ne dispose que d'une estimation de $l(2)$ pour les deux sexes réunis, on peut obtenir pour chacun des estimations appropriées en supposant que les différences entre sexes admises dans les tables types de Coale-Demeny représentent convenablement celles qui existent dans la population étudiée. Comme dans le cas de l'orphelinage, l'emploi explicite de $l(2)$, joint à l'établissement d'équations d'estimation à partir de données obtenues dans l'hypothèse de mortalité constante, complique encore la datation de la période à laquelle les estimations se rapportent. Quand des signes indiquent un changement de mortalité, les valeurs appropriées de $l(2)$ se calculeront pour chacune des périodes à laquelle se rapportent les estimations conditionnelles de survie tirées de données sur le veuvage, de façon que les probabilités de survie depuis la naissance estimées selon la méthode décrite ici se rapportent aussi à des périodes précises.

b) *Données sur le veuvage classées par âge*

Une équation où figurent la relation entre probabilités de survie depuis la naissance et âge moyen des hommes et des femmes au premier mariage, la valeur de $l(2)$ [probabilité de survie de la naissance jusqu'à l'âge de 2 ans], la proportion de ceux et celles dont survit le premier conjoint et un indicateur de la relation entre mortalité juvénile et adulte, *RSW*, a été ajustée par une régression selon les moindres carrés à des données provenant de 900 cas simulés. Ces cas ont été obtenus avec des courbes types de nuptialité, de fécondité et de mortalité. Les courbes de mortalité proviennent du système logit, le niveau 16 (pour les femmes) des tables types de chacune des quatre familles de Coale-Demeny servant de norme (chapitre Ier, sous-sections B.2 et B.4); les courbes de nuptialité et de fécondité sont tirées des modèles proposés par Coale et McNeil[17] et Coale et Trussell[18], respectivement (chapitre Ier, section D, et sous-section E.1). La simulation opérée tient aussi quelque compte de la répartition par âge des conjoints au premier mariage selon le groupe d'âge auquel l'enquêté appartenait lors de son premier mariage.

[17] Ansley J. Coale et 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, n° 340, (décembre 1972), p. 743 à 749.

[18] A. J. Coale et T. J. Trussell, *loc. cit.*

Les équations servant à estimer les probabilités de survie jusqu'à l'âge adulte présentent des formes très analogues :

$$l_m(n) = a(n) + b(n)\,SMAM_f + c(n)\,SMAM_m + d(n)\,NW_f(n-5) + e(n)\,l_m(2) + f(n)\,RSW$$

$$l_f(n) = a(n) + b(n)\,SMAM_f + c(n)\,SMAM_m + d(n)\,NW_m(n) + e(n)\,l_f(2) + f(n)\,RSW \quad \text{(C.3)}$$

où $a(n)$, $b(n)$, $c(n)$, $d(n)$, $e(n)$ et $f(n)$ sont des coefficients qui dépendent à la fois du sexe et de l'âge; $SMAM_f$ et $SMAM_m$ sont les âges moyens des femmes et des hommes au premier mariage; NW_n est la proportion des enquêtés non célibataires âgés de n à $n+4$ ans dont le premier conjoint vivait lors de l'entretien; $l(2)$ est la probabilité de survie de la naissance à l'âge de 2 ans pour les conjoints; et *RSW* est le quotient de $l(20)$ par $l(2)$ dans la table normative (table type de niveau 16 féminin dans la famille de Coale-Demeny qui s'approche le plus du schéma de la mortalité effective dans la population en question). On notera que, bien que les cas types se fondent sur les normes de Coale-Demeny, l'emploi d'autres normes, avec les valeurs de *RSW* qu'elles impliquent, ne devrait pas entraîner de fortes distorsions.

Le tableau 112 donne les valeurs des coefficients à utiliser pour estimer la mortalité adulte masculine. On notera que, dans ce cas, la valeur de $l(2)$ figurant à l'équation (C.3) doit être la probabilité de survie de la naissance à l'âge de 2 ans pour les hommes, tandis que $NW(n)$ doit être la proportion des femmes non célibataires interrogées dont les premiers maris étaient vivants lors de l'entretien. Les valeurs de *RSW* données au tableau 114 ont été calculées pour les tables de niveau 16 féminin des familles de Coale-Demeny, car ces tables ont servi de normes pour obtenir les cas simulés. Si quelque autre norme paraît plus indiquée, les valeurs correspondantes de *RSW* doivent être calculées et portées dans l'équation (C.3).

Le tableau 113 donne les valeurs des coefficients à utiliser pour estimer la mortalité féminine. Avec ces valeurs, $l(2)$ doit se rapporter aux femmes et $NW(n)$ doit être la proportion des hommes interrogés âgés de n à $n + 4$ ans dont les premières épouses vivaient lors de l'entretien. *RSW* est encore choisi parmi les valeurs du tableau 114, ou calculé spécialement si on se sert de quelque autre norme.

i) *Données requises*

Ce sont :

a) Les proportions des hommes (femmes) non célibataires interrogés dont les premiers conjoints vivaient lors de l'entretien, classés par groupe quinquennal d'âge de n à $n + 4$. Ces proportions sont désignées par $NW(n)$. Voir à la sous-section B.3, *b*, i, un exposé du genre de données nécessaires à leur calcul;

b) Les proportions des célibataires classés par groupe quinquennal d'âge et par sexe. Ces renseignements servent

Tableau 112

COEFFICIENTS D'ESTIMATION DE LA SURVIE DES HOMMES DEPUIS LA NAISSANCE PAR LES PROPORTIONS DES FEMMES DONT SURVIT LE PREMIER MARI, CLASSÉES PAR ÂGE

Âge n (1)	Coefficients 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	1.2386
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

Equation d'estimation :

$$l_m(n) = a(n) + b(n)\,SMAM_f + c(n)\,SMAM_m + d(n)NW_f(n-5) + e(n)l_m(2) + f(n)\,RSW$$

Tableau 113

COEFFICIENTS D'ESTIMATION DE LA SURVIE DES FEMMES DEPUIS LA NAISSANCE PAR LES PROPORTIONS DES HOMMES DONT SURVIT LA PREMIÈRE ÉPOUSE, CLASSÉS PAR ÂGE

Âge n (1)	Coefficients 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

Equation d'estimation

$$l_f(n) = a(n) + b(n)\,SMAM_f + c(n)\,SMAM_m + d(n)NW_m(n) + e(n)l_f(2) + f(n)\,RSW$$

Tableau 114

VALEURS DU QUOTIENT TYPE *RSW* (RELATION ENTRE MORTALITÉ JUVÉNILE ET ADULTE) SERVANT À ESTIMER LES PROBABILITÉS DE SURVIE DEPUIS LA NAISSANCE D'APRÈS DES DONNÉES SUR LE VEUVAGE, MODÈLES DE COALE-DEMENY

Famille des tables types de Coale-Demeny	Quotient type $RSW = l_s(20)/l_{s(2)}$
Nord	0.91932
Sud	0.94010
Est	0.95022
Ouest	0.94181

à calculer l'âge moyen au premier mariage, *SMAM*, pour chaque sexe (voir annexe I);

c) Des renseignements sur les enfants nés vivants et survivants, par sexe et par groupe quinquennal d'âge ou de durée du mariage de la mère (la classification par sexe, utile, n'est pas indispensable). Ces renseignements servent à estimer $l(2)$ par les méthodes décrites au chapitre III.

ii) *Procédé de calcul*

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul de l'âge moyen des hommes et des femmes au premier mariage. L'annexe I donne une description détaillée des procédés suivis pour calculer ce paramètre.

Opération 2 : calcul des périodes de référence pour les probabilités conditionnelles de survie tirées de renseignements sur le veuvage. Cette opération est identique à l'opération 3 dans la sous-section B.3., *b*, ii.

Opération 3 : estimation de la probabilité de survie de la naissance à l'âge de 2 ans. Les méthodes sont décrites au chapitre III. L'idéal serait d'obtenir des estimations de la probabilité de survie jusqu'à l'âge de 2 ans, $l(2)$, pour chacune des périodes de référence estimées par l'opération 2. Les estimations de $l(2)$ ne sont requises que pour le sexe auquel appartiennent les conjoints des enquêtés. Si on ne dispose pas de données sur la survie juvénile par sexe, on peut se servir de modèles pour obtenir une survie différentielle acceptable.

Opération 4 : estimation des probabilités de survie depuis la naissance l(n). Cette estimation s'opère en portant dans l'équation (C.3) les valeurs de *SMAM* et de $l(2)$ calculées par les opérations précédentes, de même que les proportions des non-veufs et non-veuves, la valeur de *RSW* provenant du tableau 114 et les coefficients appropriés tirés des tableaux 112 ou 113. Il importe, pour estimer la mortalité adulte masculine, d'utiliser les valeurs de $l(2)$ pour les hommes et de prendre pour $NW(n)$ la proportion des déclarantes non veuves. En revanche, quand on estime la mortalité féminine, les enquêtés sont des hommes, et il faut utiliser les valeurs de $l(2)$ pour les femmes.

iii) *Exemple détaillé*

A titre d'exemple, on estimera les probabilités de survie des femmes depuis leur naissance, en Bolivie, à partir de données sur la proportion des veufs parmi les déclarants. Les données ont été réunies lors de l'Enquête démographique nationale menée en 1975. Les colonnes (3) et (4) du tableau 115 donnent respectivement le nombre des déclarants non célibataires dont la première épouse vit toujours et de ceux dont elle est décédée, classés par groupe quinquennal d'âge. Les dénominateurs nécessaires pour calculer la proportion des déclarants dont survit la première épouse dans chaque groupe d'âge sont la somme de ces deux quantités, ce qui élimine les cas de non-réponse tant du numérateur que du dénominateur; ils figurent à la colonne (5) sous la rubrique "hommes non célibataires". La colonne (6) donne les proportions requises des non-veufs, obtenues en divisant les chiffres de la colonne (3) par ceux de la colonne (5). Par exemple :

$$NW_m(30) = 1\,088/(1\,088 + 39) = 1\,088/1\,127 = 0.9654.$$

Opération 1 : calcul de l'âge moyen des hommes et des femmes au premier mariage. Ces valeurs ont déjà été données à la sous-section B.3, *b*, iii. Ce sont : $SMAM_m$ = 25,3; et $SMAM_f$ = 23,2.

Opération 2 : calcul des périodes de référence des probabilités conditionnelles de survie tirées de renseignements sur le veuvage. Avec les équations (B.19) et (B.20), on estime les périodes de référence pour les probabilités conditionnelles de survie des femmes calculées d'après la proportion des déclarants dont la première épouse survit. Le tableau 116 présente plusieurs résultats intermédiaires, ainsi que les estimations finales des périodes de référence tant sous forme d'années précédant l'enquête, appelées $t_f(n)$, que de dates effectives (millésimes décimaux). Les dates sont calculées en soustrayant chaque valeur de $t_f(n)$ de 1975.6, date de référence de l'enquête. Les niveaux de mortalité type Ouest concordant avec chacune de ces probabilités conditionnelles figurent aussi. Il n'est pas donné d'exemple détaillé, un tel exemple figurant déjà pour l'estimation de la mortalité adulte des hommes (opération 4, sous-section B.3, *b*, iii).

Opération 3 : estimation de la probabilité de survie des femmes de la naissance à l'âge de 2 ans. Cette probabilité $l_f(2)$ a déjà été estimée pour les Boliviennes à l'opération 3 de la sous-section C.2, *d*. Le lecteur y trouvera exposé le procédé de choix d'une droite représentant le changement de la mortalité juvénile. Ici, on prend la même droite pour estimer les niveaux de mortalité type Ouest prévalant durant la période plus récente à laquelle se rapportent les probabilités conditionnelles de survie tirées du veuvage. Ces niveaux figurent à la colonne (5) du tableau 117 et les valeurs de $l_f(2)$ qui les accompagnent sont à la colonne (6).

Tableau 115

DONNÉES SUR LES VEUFS FOURNIES PAR L'ENQUÊTE DÉMOGRAPHIQUE NATIONALE, BOLIVIE, 1975

Groupe d'âge (1)	Age n (2)	Nombre de déclarants		Hommes non célibataires (5)	Proportion des non-veufs (6)
		Non-veufs (3)	Veufs (4)		
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

Tableau 116

ESTIMATION DES PÉRIODES DE RÉFÉRENCE POUR LES PROBABILITÉS CONDITIONNELLES DE SURVIE DES FEMMES, BOLIVIE, 1975

Age n (1)	Proportion des non-veufs $NW_m(n)$ (2)	Indicateur de durée d'exposition $x_f(n)$ (3)	Fonction normative $Z_f(n)$ (4)	Fonction de correction $U_f(n)$ (5)	Période de référence[a] $t_f(n)$ (6)	Date de référence (7)	Probabilité conditionnelle de survie des femmes $l_f(n)/l_f(20)$ (8)	Niveau de mortalité type Ouest (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] Nombre d'années précédent l'enquête auquel les estimations de survie se rapportent.

Tableau 117

ESTIMATION DE LA SURVIE DES FEMMES DEPUIS LA NAISSANCE PAR LES DONNÉES SUR LES VEUFS, BOLIVIE, 1975

Groupe d'âge (1)	*Age n* (2)	*Proportion des non-veufs* (3)	*Date de référence* (4)	*Niveau type Ouest pour $l_f(2)$* (5)	*Probabilité de survie jusqu'à l'âge de 2 ans $l_f(2)$* (6)	*Survie des femmes depuis la naissance $l_f(n)$* (7)	*Niveau type Ouest $l_f(n)$* (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

Opération 4 : estimation des probabilités de survie des femmes depuis la naissance. Avec les coefficients du tableau 113, on calcule ces estimations $l_f(n)$ en portant dans l'équation (C.3) les valeurs de *SMAM* (opération 1), de $l_f(2)$ [opération 3] et de $NW_m(n)$, ainsi que la valeur de *RSW* correspondant au type Ouest (niveau 16 pour les femmes). Cette valeur de *RSW*, tirée du tableau 114, est de 0,94181. Par exemple, donc :

$$l_f(35) = -2.5558 + 0.00183(23.2) - 0.00556(25.3) + 1.4558(0.9553) + 1.0565(0.8071) + 1.1989(0.94181) = 0.7186.$$

La colonne (7) du tableau 117 donne la série complète des estimations de $l_f(n)$ et la colonne (8) donne les niveaux correspondants dans la famille Ouest des tables types de Coale-Demeny (obtenues par interpolation linéaire des valeurs du tableau 236, annexe VIII).

La comparaison de ces niveaux avec ceux du tableau 116 indique que les estimations des probabilités conditionnelles de survie accompagnant ces derniers impliquent une mortalité sensiblement moindre (c'est-à-dire des niveaux plus élevés) que celles qu'impliquent les valeurs de $l_f(n)$ obtenues en tenant compte de la mortalité juvénile. Cette différence s'explique par le fait que les estimations de cette mortalité utilisées impliquent une très forte mortalité (c'est-à-dire des niveaux bas); donc, leur emploi pour calculer $l_f(n)$ abaisse les niveaux correspondants. Comme pour les données sur l'orphelinage, cette différence implique une ou plusieurs des trois possibilités suivantes : le modèle Ouest ne représente pas exactement la répartition de la mortalité par âge en Bolivie; la mortalité juvénile est surestimée; les déclarants exagèrent la survie de leurs premières épouses. Les indications présentées ici ne permettent pas de choisir, mais une analyse plus poussée des statistiques boliviennes indique que les données sur les veufs sous-estiment fortement la mortalité. La faiblesse de ces données dans le cas particulier ressort aussi du fait que les niveaux de mortalité qui accompagnent tant les probabilités conditionnelles de survie que celles estimées depuis la naissance [colonnes (9) et (8) des tableaux 116 et 117 respectivement] ne s'élèvent pas quand l'âge du déclarant diminue (c'est-à-dire quand les dates de référence se rapprochent du présent). De prime abord, ces estimations impliqueraient une augmentation de la mortalité adulte féminine avec le temps. Cette conclusion est trop peu vraisemblable pour ne pas mettre en cause l'exactitude des estimations, mais c'est la comparaison entre ces niveaux et ceux qu'impliquent les estimations de la mortalité juvénile qui montre le mieux l'illogisme des données. Le cas de la Bolivie fournit donc un bon exemple de la façon dont l'application de différentes méthodes d'estimation permet d'apprécier la qualité des données.

c) *Données sur le veuvage classées par durée du mariage*

Si l'on classe d'après le sexe et d'après le temps écoulé depuis leur première union ou mariage (au sens le plus large du terme) la proportion des non-célibataires dont le premier conjoint est vivant, l'estimation de $l(n)$ se simplifie, car la période d'exposition au risque de décès est directement connue, et il n'y a donc pas lieu de l'estimer à partir de données sur l'âge. Cette simplification permet de réduire le nombre des variables indépendantes servant à tirer $l(n)$ dans l'équation (C.3). Ainsi, s'il s'agit d'estimer la mortalité masculine à partir de la proportion des non-veuves dont le premier mariage a eu lieu de k à $k + 4$ ans plus tôt, proportion désignée par $NW_f(k)$, l'équivalent de l'équation (C.3) devient :

$$l_m(n) = a(n) + b(n)\, l_m(2) + c(n)\, NW_f(n-20) + d(n)\, SMAM_m \qquad \text{(C.4)}$$

où $l_m(2)$ est la probabilité de survie des hommes de la naissance à l'âge de 2 ans; $SMAM_m$ est l'âge moyen des hommes au premier mariage; et $NW_f(n - 20)$ est la proportion des déclarantes dont le premier mariage a eu lieu entre $n - 20$ et $n - 16$ années avant la date de l'entretien et dont le premier mari vit toujours à cette date. L'équation servant à estimer la mortalité féminine s'écrit :

$$l_f(n) = a(n) + b(n)\, l_f(2) + c(n)\, NW_m(n-20) + d(n)\, SMAM_f \qquad \text{(C.5)}$$

où $SMAM_f$ est l'âge moyen des femmes au premier mariage; $NW_m(n-20)$ est la proportion des déclarants dont les premières épouses sont vivantes à la date de l'entretien et dont les premiers mariages ont eu lieu entre $n-20$ et $n-16$ ans avant cette date; et $l_f(2)$ est la probabilité de survie des femmes de la naissance à l'âge de 2 ans.

Dans les deux cas, $a(n)$, $b(n)$, $c(n)$ et $d(n)$ sont les coefficients obtenus en ajustant, par une régression selon les moindres carrés, les équations (C.4) et (C.5) aux cas simulés. Les tableaux 118 et 119 en donnent la valeur respectivement, d'une part, pour la mortalité masculine et l'équation (C.4), d'autre part, pour la mortalité féminine et l'équation (C.5).

Bien que plus simple d'un point de vue théorique que l'utilisation de données sur le veuvage classées par âge, la méthode risque en pratique de donner de moins bons résultats dans les pays où une bonne proportion des non-célibataires ont contracté des unions consensuelles et non des mariages réguliers car, dans ce cas, bien des enquêtés peuvent éprouver quelque difficulté à donner sans erreur la date du début de leur première union. En particulier, les membres d'unions relativement instables peuvent avoir tendance à déclarer la survie de leur conjoint présent et non celle du premier, phénomène qui réduirait artificiellement les proportions observées du veuvage.

La méthode fondée sur la durée partage un inconvénient avec celle fondée sur les données classées par âge : les coefficients des tableaux 118 et 119 ont été tirés de cas simulés dans l'hypothèse de mortalité constante. Si la mortalité a changé, les estimations de survie tirées exclusivement des proportions des enquêtés dont le premier conjoint survit se rapporteront en général à des périodes différentes. Comme exposé à la sous-section C.3, *a*, il convient d'utiliser dans les équations (C.4) et (C.5) des estimations de $l(2)$ pour les mêmes périodes de référence que les probabilités conditionnelles de survie qu'on peut estimer à partir des proportions de ceux dont survit le premier conjoint.

Quant à la période de référence des estimations tirées de données sur le veuvage, la version de ces méthodes qui est fondée sur la durée présente un avantage sur l'autre (fondée sur l'âge) quand on dispose de données sur le veuvage classées par durée du premier mariage grâce à deux enquêtes distantes de 5 ou 10 ans. Alors, les proportions du non-veuvage pour une cohorte intercensitaire hypothétique peuvent se calculer par le procédé exposé pour l'orphelinage à la sous-section B.2, *d*; et des estimations de $l(n)$ se rapportant expressément à la période intercensitaire peuvent se tirer directement des équations (C.4) et (C.5), à partir d'estimations de $l(2)$ obtenues soit pour une autre cohorte intercensitaire hypothétique (voir chapitre III, section D) ou par la deuxième enquête et se rapportant approximativement à la période intercensitaire, ainsi que des valeurs de *SMAM* se rapportant à la même période. Le recours à une cohorte hypothétique pour calculer *SMAM* est possible, comme le montre l'annexe I, bien que, sauf si les schémas de nuptialité sont très changeants, on devrait admettre l'emploi d'estimations de *SMAM* par les données de l'une ou l'autre enquête ou par la moyenne des deux.

i) *Données requises*

Pour estimer les probabilités de survie des hommes (femmes), ce sont :

a) Des estimations de $l(2)$, probabilité de survie des hommes (femmes) de la naissance à l'âge de 2 ans, pour

Tableau 118

COEFFICIENTS D'ESTIMATION DE LA SURVIE DES HOMMES DEPUIS LA NAISSANCE D'APRÈS LA PROPORTION DES FEMMES DONT SURVIT LE PREMIER MARI, CLASSÉES PAR DURÉE DU PREMIER MARIAGE

Age n (1)	Groupe de durée (2)	Coefficients 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

Equation d'estimation :

$$l_m(n) = a(n) + b(n)\, l_m(2) + c(n)\, NW_f(n-20) + d(n)\, SMAM_m$$

Tableau 119

COEFFICIENTS D'ESTIMATION DE LA SURVIE DES FEMMES DEPUIS LA NAISSANCE D'APRÈS LES PROPORTIONS DES HOMMES DONT SURVIT LA PREMIÈRE ÉPOUSE, CLASSÉS PAR DURÉE DU PREMIER MARIAGE

Age n (1)	Groupe de durée (2)	Coefficients 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

Equation d'estimation

$$l_f(n) = a(n) + b(n)\, l_f(2) + c(n)\, NW_m(n-20) + d(n)\, SMAM_f$$

différentes périodes. Ces estimations se tirent d'ordinaire de données sur les enfants nés vivants et survivants par les méthodes décrites au chapitre III;

b) L'âge moyen des hommes (femmes) au premier mariage. Se reporter à l'annexe I pour la façon de calculer ce paramètre;

c) La proportion des femmes (hommes) non célibataires dont le premier conjoint est vivant lors de l'entretien, classées par durée du mariage (strictement parlant, d'après le temps écoulé depuis leur première union). Voir à la sous-section B.3, *c*, i, l'exposé des types possibles de données à partir desquelles on peut calculer ces proportions.

ii) *Procédé de calcul*

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul de l'âge moyen des conjoints des enquêtés à leur premier mariage. Se reporter à l'annexe I pour l'exposé détaillé du procédé de calcul.

Opération 2 : calcul des périodes de référence pour les probabilités conditionnelles de survie tirées de données sur le veuvage. Cette opération est identique à l'opération 4 de la sous-section B.3, *c*, ii.

Opération 3 : estimation de la probabilité de survie jusqu'à l'âge de 2 ans pour le sexe auquel appartiennent les conjoints des déclarants. On se reportera aux méthodes décrites au chapitre III. L'idéal serait d'obtenir ces probabilités, $l(2)$, pour chacune des périodes de référence estimées par l'opération 2. Ces probabilités ne sont requises que pour le sexe auquel appartiennent les conjoints des déclarants. Si on ne dispose pas de données par sexe sur la mortalité juvénile, on peut utiliser des modèles pour approcher de la mortalité différentielle.

Opération 4 : estimation des probabilités de survie depuis la naissance, $l(n)$. Cette estimation s'opère en portant dans l'équation (C.4) ou (C.5), selon le sexe des déclarants, les valeurs de *SMAM* et de $l(2)$ données par les opérations précédentes, les proportions observées des déclarants dont le premier conjoint survit $NW(n)$ et les coefficients appropriés. Il importe d'associer les proportions $NW(n)$ déterminant une estimation de survie pour une certaine période avec la valeur de $l(2)$ qui se rapporte à la même période.

iii) *Exemple détaillé*

A titre d'exemple de l'estimation de la mortalité adulte par des données sur la proportion des déclarants dont le premier conjoint est vivant lors de l'entretien, classés par durée du mariage, on se sert encore du cas du Panama. Lors de l'enquête démographique de 1976, la question sur le veuvage a été posée aux hommes et aux femmes. Les réponses obtenues ont été classées par durée de la première union et, pour les déclarants, ont déjà été présentées au tableau 104. Le nombre de ceux connaissant la durée de leur première union qui ignorent si leur première épouse est vivante ou décédée est le plus souvent assez faible; et ils sont exclus tant du numérateur que du dénominateur pour le calcul de la proportion des non-veufs. Comme il est dit à la sous-section B.3, *c*, iii, toutefois, ces données contiennent bon nombre de ceux dont on ne connaît pas la durée de l'union. Le problème qu'ils posent ne saurait se régler si aisément, et le lecteur se reportera là-dessus à l'exposé de la sous-section B.3, *c*, iii. Ici, on a calculé les proportions des déclarants dont les premières épouses étaient vivantes lors de l'entretien [colonne (3) du tableau 120] en excluant complètement ceux dont on ne connaît pas la durée de l'union.

Les opérations sont les suivantes :

Opération 1 : calcul de l'âge moyen des femmes au premier mariage. Selon l'enquête de 1976, cet âge est de 21,95 ans (voir annexe I).

Opération 2 : calcul des périodes de référence pour les probabilités de survie des femmes tirées de données sur le veuvage. Ce calcul est opéré en détail à la sous-section B.3, *c*, iii (opération 4), de sorte qu'on ne donne ici que les résultats. La colonne (4) du tableau 120 indique les dates de référence associées aux probabilités conditionnelles de survie, tirées de données sur le veuvage classées par durée du mariage. Ces dates sont reprises du tableau 106 et indiquent les périodes pour lesquelles on a besoin d'estimations de la mortalité des filles.

Opération 3 : estimation de la probabilité de survie des femmes jusqu'à 2 ans. Au chapitre III ont été présentés deux exemples détaillés utilisant des données provenant de l'enquête démographique à Panama en 1976 et fondés sur des données classées : pour l'un, par âge de la mère (sous-section B.3) et, pour l'autre, par durée du mariage (sous-section C.3). Les estimations fournies par chaque série n'étant pas identiques, il faut choisir. Celles tirées de données sur la durée présentent, quant aux niveaux de mortalité Ouest, une évolution assez linéaire dans le temps (si l'on néglige l'estimation correspondant au groupe 0-4) et offrent l'avantage de provenir du même type de données (classées par durée) que les estimations de survie adulte

Tableau 120

ESTIMATION DES PROBABILITÉS DE SURVIE DES FEMMES DEPUIS LA NAISSANCE, PAR DES DONNÉES SUR LE VEUVAGE DES DÉCLARANTS, CLASSÉES PAR DURÉE DU MARIAGE, PANAMA, 1976

Groupe d'âge (1)	*Age* n (2)	*Proportion des non-veufs* (3)	*Date de référence* (4)	*Niveau type Ouest pour* $l_f(2)$ (5)	*Probabilité de survie jusqu'à l'âge de 2 ans* $l_f(2)$ (6)	*Probabilité de survie des femmes depuis la naissance* $l_f(n)$ (7)	*Niveau type Ouest pour* $l_f(2)$ (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

considérées ici. Donc, on peut s'attendre que toute erreur entachant une série ressemble à celles entachant l'autre, et il peut donc être plus facile de les déceler.

Le tableau 121 donne les niveaux de mortalité type Ouest qui concordent avec les estimations de la mortalité juvénile calculées au chapitre III, sous-section C.3, ainsi que leurs dates de référence. Une représentation graphique de ces niveaux en fonction du temps montre que les valeurs, de la deuxième à la cinquième, suivent une tendance assez linéaire. Donc, la droite définie par la deuxième et la cinquième de ces valeurs peut servir à estimer les niveaux prévalant lors des dates de référence des estimations de survie tirées de données sur le veuvage [données à la colonne (4) du tableau 120]. La droite ajustée aux niveaux estimatifs de mortalité juvénile a pour pente :

$$(20.0-18.1)/(1973.0-1965.6)=0.257.$$

Donc, le niveau correspondant à 1971.1, par exemple, est de :

$$18.1+0.257(1971.1-1965.6)=19.5.$$

Tous les niveaux de mortalité figurant à la colonne (5) du tableau 120 s'obtiennent de même; et par interpolation des valeurs de $l(2)$ données au tableau 236 dans l'annexe VIII, on peut obtenir les estimations de $l_f(2)$ à porter dans l'équation (C.5). La colonne (6) du tableau 120 donne la série complète des estimations de $l_f(2)$.

Tableau 121

NIVEAUX DE MORTALITÉ TYPE OUEST QU'IMPLIQUENT LES ESTIMATIONS DE MORTALITÉ JUVÉNILE TIRÉES DE DONNÉES CLASSÉES PAR DURÉE DU MARIAGE, PANAMA, 1976

Groupe de durée (1)	*Date de référence (2)*	*Niveau de mortalité type Ouest (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

Opération 4 : estimation des probabilités de survie des femmes depuis la naissance. Dans le cas de déclarants, on se sert de l'équation (C.5), avec $SMAM_f$ = 21,95, les valeurs de $l_f(2)$ données à la colonne (6) du tableau 120, les proportions $NW_m(n-20)$ données à la colonne (3) du même tableau, et les coefficients $a(n)$, $b(n)$, $c(n)$ et $d(n)$ du tableau 119. Cette équation s'utilise sans difficulté. La colonne (7) du tableau 120 donne les résultats. La cohérence, quant aux niveaux équivalents de mortalité, est frappante, mais il faut rappeler que chaque estimation est largement déterminée par la valeur de $l_f(2)$ utilisée, ce qui réduit beaucoup l'intervalle de variation. Par ailleurs, cette influence de $l_f(2)$ est la plus faible sur les estimations de mortalité pour les groupes de plus longue durée. Or celles-ci sont très semblables, quant au niveau qu'elles impliquent, à celles tirées de la survie juvénile : de sorte qu'on ne peut douter de la cohérence observée.

Chapitre V

ESTIMATION DE LA MORTALITÉ ADULTE À PARTIR DE RENSEIGNEMENTS SUR LA RÉPARTITION DES DÉCÈS PAR ÂGE

A. — Fondement des méthodes

1. Utilisation des renseignements sur la répartition des décès par âge et par sexe

La méthode directe de calcul des taux de mortalité consiste à utiliser les renseignements sur la répartition des décès par âge telle qu'elle ressort d'un système de registres de l'état civil. Mais si de nombreux pays disposent d'un mode d'enregistrement de ce type, il arrive souvent que tous les décès ne soient pas enregistrés et que, par conséquent, le taux de mortalité indiqué par les registres de l'état civil soit inférieur au taux réel qui prévaut dans la population et qu'il faille recourir à une méthode ou à une autre de correction pour affiner le taux de mortalité déclaré et en faire une estimation plus précise des conditions réelles de mortalité. Evidemment, la même observation s'applique au calcul des taux de mortalité par âge; quand une table de mortalité est calculée de la manière habituelle et quand le nombre des décès enregistrés est inférieur à la réalité, la fonction de survie, $l(x)$, décroit trop lentement à mesure que l'âge augmente, et les estimations de l'espérance de vie accusent une déformation systématique vers le haut.

A plusieurs reprises, les démographes ont proposé des méthodes de correction dont deux ont été retenues ici : la méthode proposée par Preston et Coale[1] et celle qui est appliquée par Brass[2]. On trouvera également, au chapitre IX, l'exposé d'une troisième méthode qui, pour l'essentiel, s'appuie sur une comparaison entre le nombre de décès enregistrés entre deux recensements et celui qui ressort implicitement des répartitions des décès par âge indiquées par les recensements.

Les deux méthodes décrites dans le présent chapitre sont fondées sur l'hypothèse que la population considérée est stable (voir le chapitre Ier, section C). Elles sont l'une et l'autre assez solides pour ne pas subir les effets d'écarts éventuels par rapport à cette hypothèse, en particulier de modifications récentes de la fécondité ou d'une évolution progressive de la mortalité. Il reste cependant que ces méthodes ne peuvent strictement être appliquées qu'à des populations stables et il est peut-être utile de rappeler ici les caractéristiques principales de ces populations. Une population stable est une population qui a été soumise pendant une longue période de temps à des taux de fécondité et de mortalité constants. Une des caractéristiques essentielles d'une population stable est que le taux d'accroissement exponentiel est constant à tous les âges, d'où il s'ensuit que le même taux d'accroissement doit s'appliquer aux naissances, aux décès, aux décès quel que soit le groupe d'âges et à l'effectif de la population dans chacun des groupes d'âges.

En outre, les méthodes présentées ici s'appuient sur l'hypothèse que la complétude des registres de décès est la même pour tous les âges. Cela ne veut pas dire que l'enregistrement soit à 100 p. 100 exact, mais que, s'il est exact à 80 p. 100 seulement, cette proportion doit rester la même pour tous les groupes d'âges. Dans la pratique, et comme on constate souvent des lacunes d'enregistrement plus ou moins nombreuses dans le cas des décès d'enfants et d'adultes, on n'utilise ces méthodes que pour estimer la mortalité adulte (le chapitre III comporte une analyse de plusieurs méthodes robustes d'estimation de la mortalité juvénile). Et l'on peut assembler, soit en utilisant la manière conventionnelle, soit en se reportant à des tables types de mortalité comme celles dont il est question au chapitre VI, les estimations de la mortalité juvénile obtenues par les méthodes décrites au chapitre III et les taux de mortalité adulte par âge corrigés au moyen des procédures exposées dans le présent chapitre.

2. Disposition du chapitre

Les deux méthodes décrites dans le présent chapitre s'appuient sur des renseignements concernant la répartition par âge des décès et celle de la population. Elles partent l'une et l'autre de l'hypothèse que la population est stable et que la complétude des registres de décès reste plus ou moins la même pour tous les âges qui suivent l'enfance (plus de 5 ou de 10 ans d'âge). On peut obtenir les données essentielles nécessaires grâce à un système de registres de l'état civil (décès par âge) et à un recensement (répartition par âge de la population), ou en procédant à des enquêtes, qui peuvent être de nature rétrospective ou prospective. Mais dans tous les cas, il est important de s'assurer que la mortalité considérée s'applique bien à la population dont la répartition par âge est celle qui est utilisée pour l'analyse. Pour aider l'analyste à choisir la méthode qui se prête le mieux à une application précise, on a inclus ci-après un bref exposé des deux méthodes proposées (le tableau 122 indique le genre

[1] Samuel Preston, Ansley J. Coale, James Trussell et Maxine Weinstein, "Estimating the completeness of reporting of adult deaths in populations that are approximately stable", *Population Studies*, vol. 46, n° 2 (été 1980), p. 179 à 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).

Tableau 122
GUIDE SCHÉMATIQUE DU CHAPITRE V

Section	*Genre de données requises*	*Paramètres estimatifs*
B. — Méthode de Preston et Coale	Nombre de décès en un an classés par groupe d'âges quinquennal et par sexe	Complétude des registres de décès par rapport au taux de couverture de la population
	Population à mi-année classée par groupe d'âges quinquennal et par sexe	Estimation révisée du taux d'accroissement
	Estimation provisoire du taux d'accroissement	Estimation révisée du taux de mortalité au-dessus de 10 années d'âge
C. — Méthode de Brass ou de la balance de l'accroissement démographique	Nombre de décès en un an classés par groupe d'âges quinquennal et par sexe	Complétude des registres de décès par rapport au degré de couverture de la population
	Population à mi-année classée par groupe d'âges quinquennal et par sexe	Une estimation du taux d'accroissement
		Estimation révisée du taux de mortalité au-dessus de 10 années d'âge

de données requises et les paramètres qu'elles permettent d'estimer) :

Section B. — Méthode de Preston et Coale. A partir de la théorie de la population stable, on détermine une équation qui rapporte l'effectif de la population d'âge x au nombre de décès après l'âge x développé par une série de facteurs dans lesquels le taux d'accroissement stable se trouve incorporé. Les rapports de la population estimative d'âge x, déterminée par le nombre de décès après l'âge x, à la population déclarée d'âge x, déterminée à partir de la formule $\hat{N}(x)/N(x)$, indiquent la complétude des registres de décès. Bien qu'il soit nécessaire de supposer un taux d'accroissement r, afin de pouvoir calculer $\hat{N}(x)$, on peut choisir la "meilleure" valeur de r, qui serait celle qui produit l'ensemble le plus cohérent de rapports $\hat{N}(x)/N(x)$ pour diverses valeurs de x. Cette méthode résiste mieux aux écarts par rapport à la stabilité que celle de Brass, mais elle est plus sensible à certains types d'erreurs de déclaration concernant l'âge.

Section C. — Méthode de Brass ou méthode de la balance de l'accroissement démographique. Dans une population stable, le taux d'entrée dans la population ayant atteint et dépassé l'âge x, c'est-à-dire la proportion de ceux qui atteignent l'âge x, est égal à la somme du taux de sortie de la même fraction de la population pour cause de décès et du taux d'accroissement de la population stable, qui ne varie pas quelle que soit la valeur de x. Dans la méthode de Brass, on se fonde sur ce rapport pour estimer le taux d'accroissement stable et la complétude des registres de décès. Cette méthode est moins sensible aux déclarations exagérées concernant l'âge que celle de Preston et Coale, mais elle l'est davantage aux effets déstabilisateurs d'une réduction rapide de la mortalité.

B. — Méthode de Preston et Coale

1. Base et principe de la méthode

Dans toute population quelle qu'elle soit, l'effectif d'un groupe d'âges donné, de 25 à 29 ans, par exemple, à un moment donné t est égal au nombre de décès survenus dans ce groupe d'âge depuis le moment t, quand les membres de ce groupe sont âgés de 25 à 29 ans, jusqu'au moment du décès du dernier survivant. Si 50 p. 100 seulement des décès intervenus chaque année sont enregistrés, le rapport du nombre total de décès déclarés à l'effectif réel de la population est alors de 0,5, soit la complétude des registres de décès. C'est sur cette notion simple que la méthode de Preston et Coale est fondée. Il est bien entendu que, dans l'exemple que l'on vient de donner, il faudrait attendre longtemps pour obtenir une estimation du degré d'enregistrement. Mais, si le nombre de décès qui surviendront après le moment t peut être estimé à partir du nombre de décès déclarés pendant une année ou une période déterminée, on devrait pouvoir obtenir une estimation de la complétude des registres de décès en comparant l'effectif déclaré d'un groupe d'âge donné avec le nombre total estimatif de décès qui interviendront dans ce groupe d'âge. Quand la population est stable, il existe un rapport précis entre le nombre de décès qui se produisent et l'effectif de la population. Les personnes qui ont maintenant atteint l'âge x, et parmi lesquelles des décès se produisent, sont les survivants de naissances intervenues il y a x ans et qui, en vertu des caractéristiques propres aux populations stables, doivent avoir été moins nombreuses que les naissances du moment en fonction d'un facteur $\exp(-rx)$. Par conséquent, le nombre des décès qui se produiront parmi les naissances du moment quand les intéressés auront atteint l'âge x sera supérieur à celui des décès du moment parmi les personnes d'âge x en fonction d'un facteur $\exp(rx)$.

Il en résulte que l'on peut estimer le nombre de décès qui se produiront parmi les personnes âgées maintenant de x ans (nombre qui est théoriquement égal à celui de ces personnes) à partir du nombre des décès du moment enregistrés pour chaque âge supérieur à x. Spécifiquement, si $N(x)$ représente le nombre des personnes d'âge x dans une population stable caractérisée par un taux d'accroissement r, et si $D(x)$ représente le nombre de décès à l'âge x, on peut alors obtenir une estimation de $N(x)$, $\hat{N}(x)$ par la formule suivante :

$$\hat{N}(x) = \sum_{a=x}^{\omega} D(a)\exp\left(r(a-x)\right). \qquad \text{(B.1)}$$

Si la population est réellement stable, le taux d'accroissement correctement déterminé et les décès et la population dénombrés avec précision, $\hat{N}(x)$ doit être égal à $N(x)$. En revanche, s'il y a des lacunes d'enregistrement des décès dans une proportion donnée (20 p. 100, par exemple), le rapport $\hat{N}(x)/N(x)$ est inférieur à 1,0 — dans l'exemple choisi, il est de 0,8. Puisque la valeur $\hat{N}(x)$ représente une estimation de la population à l'âge exact x, on ne peut pas la comparer directement à la population dénombrée, laquelle est normalement classée dans les tableaux par groupe d'âge quinquennal. On peut faire l'estimation de $N(x)$ en utilisant la formule $({}_5N_{x-5} + {}_5N_x)/10$, où ${}_nN_x$ représente la fraction de la population dénombrée dont l'âge se situe entre x et $x + n$, ou on peut encore estimer ${}_5\hat{N}_x$ par la formule $2{,}5(\hat{N}(x) + \hat{N}(x + 5))$.

Par conséquent, le rapport de $\hat{N}(x)$ à $N(x)$ est une estimation du degré d'enregistrement des décès par rapport à la population dénombrée, mais il serait peu judicieux de se borner à estimer la complétude à partir d'un seul rapport, qu'il soit $\hat{N}(x)/N(x)$ ou ${}_5\hat{N}_x/{}_5N_x$, dans la mesure où le nombre de personnes d'un âge donné qui ont été déclarées (même s'il a été calculé comme une moyenne portant sur une fourchette d'âge centrée sur l'âge x) risque d'être inférieur ou supérieur à la réalité en raison de déclarations d'âge erronées, ou d'ommissions différentielles de certaines personnes dans une tranche d'âges déterminé. Il est possible, en partant de rapports $\hat{N}(x)/N(x)$ erratiques, d'obtenir une meilleure estimation de la complétude des registres de décès en fonction de la population dénombrée, si l'on se fonde sur une forme ou une autre de valeur représentative des divers rapports calculée sur une large fourchette d'âges. On peut, par exemple, utiliser la médiane, ou le rapport de la somme des estimations de ${}_5\hat{N}_x$ calculées pour une large tranche d'âges à la valeur de ${}_5N_x$ pour la même tranche d'âge. Une des possibilités les plus évidentes est donnée par le rapport

$$C = \sum_{x=0}^{\omega} {}_5\hat{N}_x \Big/ \sum_{x=0}^{\omega} {}_5N_x, \qquad \text{(B.2)}$$

qui établit une comparaison entre la population totale estimée à partir du nombre de décès et la population totale dénombrée. Mais cette possibilité n'est pas nécessairement la meilleure puisque les estimations de $\hat{N}(0)$ et de ${}_5\hat{N}_0$ s'appuient en partie sur le nombre des décès infantiles et juvéniles déclarés, qui représente généralement une forte proportion du nombre total des décès et dont le degré d'enregistrement est très différent de celui des décès à des âges plus avancés.

Mais l'estimation de $\hat{N}(x)$ pose un autre problème qui est celui de la détermination de la population estimée à partir des décès déclarés parmi les personnes les plus âgées. Dans la tranche d'âges supérieure, il existe toujours un "intervalle ouvert" dans lequel le nombre de décès et celui des personnes sont classés dans une catégorie d'âge indifférenciée, par exemple 90+, 85+, 80+ ou 75+. A étant la limite inférieure de l'intervalle ouvert, on doit, pour estimer $\hat{N}(A)$ et $\hat{N}(A+)$ à partir de $D(A+)$ et du taux d'accroissement, avoir recours à des méthodes spéciales, puisque l'on ne dispose pas de renseignements concernant la répartition par âge des décès dans l'intervalle ouvert. On peut néanmoins prouver que l'estimation de $\hat{N}(A)$ est moins sensible aux incertitudes entourant la répartition des décès dans l'intervalle ouvert que l'estimation de $\hat{N}(A+)$.

En raison des difficultés particulières que soulève l'estimation de $\hat{N}$ pour les jeunes enfants et les âges se situant dans l'intervalle ouvert, il existe une solution pratique qui permet d'obtenir les valeurs les moins erratiques possibles des rapports de la population estimative à la population dénombrée : il s'agit de diviser la somme des valeurs estimatives de ${}_5\hat{N}_x$ pour des âges supérieurs à certaines tranches d'âge x (de l'âge de 5 ans à l'âge de $A - 5$, cinq années avant le début de l'intervalle ouvert) par la somme des valeurs déclarées de ${}_5\hat{N}_x$ pour les mêmes âges.

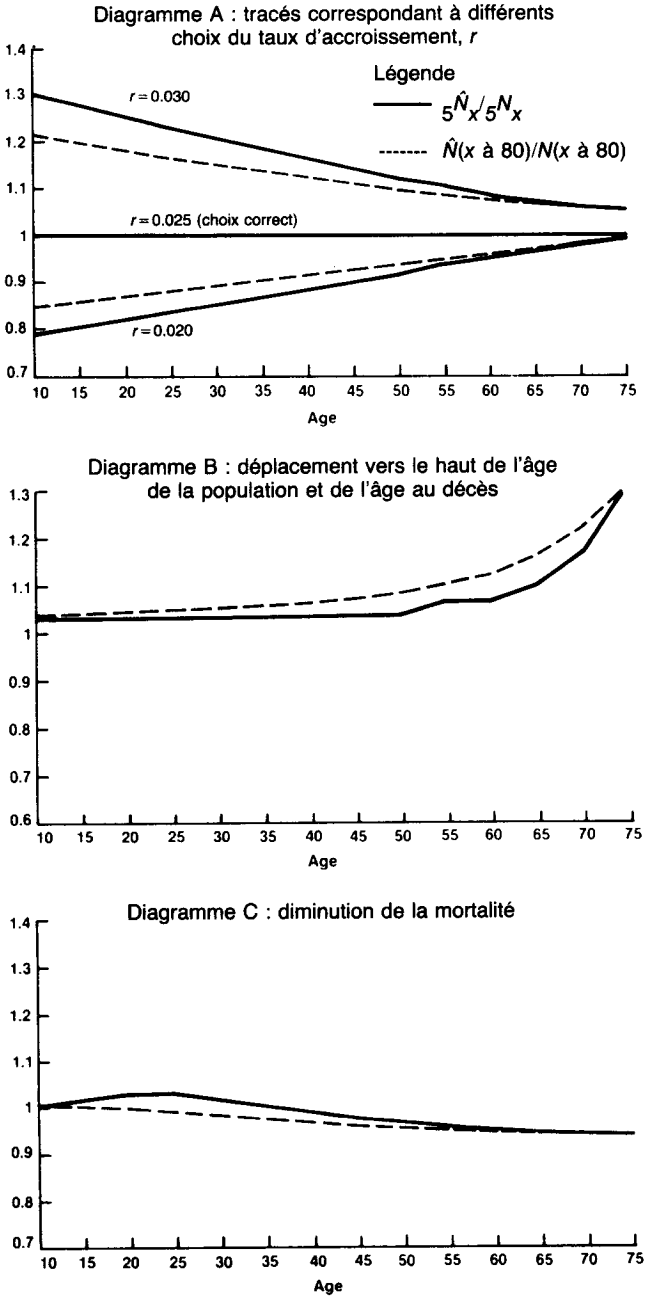
Il est donc proposé, lorsqu'il s'agit d'estimer la complétude de l'enregistrement des décès par rapport à l'effectif de la population, de se reporter à deux ensembles d'estimations : la séquence de $10\hat{N}(x)/{}_{10}N_{x-5}$, et la séquence des rapports $\hat{N}(x \text{ à } A)/N(x \text{ à } A)$ pour différentes valeurs de x. Dans la situation idéale où les déclarations d'âge seraient précises, où la répartition par âge d'un taux de croissance connu serait réellement stable et où le degré d'enregistrement de décès serait le même pour tous les âges, les deux séquences de rapports seraient constantes en ce qui concerne l'âge et donneraient la même estimation fixe de la complétude. Mais dans la réalité (comme on l'a déjà vu), le premier ensemble d'estimations est erratique en raison des erreurs de déclaration de l'âge dans la population ou des différences de complétude des énumérations. De plus, il arrive fréquemment que les estimations de $\hat{N}(x)$ comme de $\hat{N}(x \text{ à } A)$ soient faussées à la suite du non-respect des hypothèses sur lesquelles la méthode repose. Il s'avère cependant que les cas les plus typiques de non-respect des hypothèses de base produisent des déviations caractéristiques par rapport au graphique horizontal qui devrait représenter la séquence des rapports $\hat{N}/N$, déviations qui sont assez facilement reconnaissables et donc interprétables dans certaines circonstances. Pour étudier les effets de ce type, on a appliqué la méthode d'estimation proposée aux données relatives à une population réellement stable caractérisée par un taux d'accroissement de 0,025, données qui ont été faussées artificiellement. Les conclusions tirées de ces expériences sont brièvement exposées ci-après.

a) *Mauvais choix du taux d'accroissement.* Dans le diagramme A de la figure 11, on a reproduit les graphiques du rapport $\hat{N}/N$ dans trois cas hypothétiques : un choix correct de la valeur de r (0,025), et deux valeurs respectivement trop forte et trop faible. On constate que si la valeur de r est trop forte, la séquence des valeurs du rapport $\hat{N}/N$ donne un tracé qui s'incline vers le bas à mesure que l'âge augmente, et que le contraire se produit quand la valeur de r est trop faible.

b) *Déplacement vers le haut de l'âge au décès.* Il arrive fréquemment que l'âge des personnes âgées soit déplacé vers le haut, en raison de la considération particulière qui s'attache au grand âge. D'une façon générale, les âges déclarés pour les décès subissent un déplacement vers le

haut plus marqué que dans le cas des âges déclarés pour les personnes vivantes. La situation, que l'on retrouve couramment et dans laquelle l'âge au décès est exagéré par rapport à l'âge de la population survivante, produit l'évolution vers le haut de la séquence des rapports $\hat{N}/N$ telle qu'elle est illustrée par le graphique du diagramme B de la figure 11. L'exagération de l'âge au décès entraîne une augmentation de l'estimation de $\hat{N}(x)$, et ce de deux façons. Il faut rappeler que $\hat{N}(x)$ est la somme des produits

Figure 11. — Illustration des effets des déviations par rapport aux hypothèses de base sur le tracé du graphique représentatif des rapports de la population estimée à la population dénombrée, $\hat{N}/N$, dans des cas types



des décès postérieurs à l'âge x et des termes exponentiels $\exp(r(a - x))$ [équation B.1]. L'exagération de l'âge au décès sous la forme d'un déplacement d'un âge au décès inférieur à x à un âge supérieur à x se traduit par une augmentation de $\hat{N}(x)$ en raison tout simplement de l'exagération du nombre relatif des décès parmi les personnes d'un âge supérieur à x. De plus, l'exagération de l'âge au décès quand elle est limitée aux âges supérieurs à x (c'est-à-dire quand il n'y a pas déplacement d'un âge inférieur à x à un âge supérieur à x) se traduit également par une augmentation de $\hat{N}(x)$ pour les raisons exposées ci-après. Quand on calcule la somme

$$\sum_{a=x}^{\omega} D(a)\exp(r(a-x))$$

qui détermine $\hat{N}(x)$, un déplacement vers le haut des âges au décès parmi les groupes d'âge supérieur à x se traduit par la multiplication du nombre des décès ainsi déplacés par un facteur exponentiel plus élevé qu'il n'est souhaitable.

Le premier effet, ou effet direct, d'un déplacement des âges au décès qui implique le passage d'âges en deçà de x années à des âges au-delà est nettement plus marqué que le second effet, ou effet indirect, d'une exagération des âges au décès après x années, qui se traduit par un déplacement vers le haut de la répartition des âges au décès supérieurs à x années, même si cet effet indirect ajoute à la distortion des résultats obtenus pour toutes les valeurs de x. Toutefois, l'effet indirect perd de son importance à mesure que x diminue, de telle sorte que, pour l'âge de 10 ans, il sera environ moitié moins important que pour l'âge de 70 ans, dans le cas, par exemple, où les déplacements nets vers le haut ne se produisent qu'à partir de 75, 80 ou 85 ans d'âge. Il en résulte donc que l'effet global de l'exagération de l'âge au décès tel qu'il est indiqué par le graphique de $\hat{N}(x)/N(x)$ se présentera probablement sous la forme d'une inclinaison imperceptible vers le haut à mesure que x se rapproche de l'âge auquel l'exagération commence, suivie d'une montée brusque qui traduit les effets directs de l'exagération. Les valeurs des points ne devraient donc pas être gravement faussées jusqu'au début de la brusque remontée, sauf dans les cas où l'exagération de l'âge au décès commence à des âges relativement jeunes.

c) *Ecarts par rapport à la stabilité.* Si la fécondité a diminué récemment ou si, à un certain moment dans le passé, on a enregistré un déficit de la natalité qui s'est traduit par l'apparition d'une cohorte peu nombreuse, la composition par âge de la population ne peut réellement pas être considérée comme stable. L'équilibre se trouve donc compromis entre le nombre réel de personnes ayant atteint l'âge x et l'effectif calculé à partir du nombre des décès, même si tous les décès ont été déclarés. Plus spécialement, des cohortes peu nombreuses résultant d'une faible fécondité soit aux âges les plus jeunes par suite d'un recul récent de la fécondité, soit parce qu'une autre cohorte a subi les effets d'événements comme une guerre, par exemple, provoquent nécessairement une augmenta-

tion des valeurs du rapport $\hat{N}(x)/N(x)$ pour ces intervalles d'âges. Il reste, toutefois, que si l'on estime la complétude de l'enregistrement des décès adultes en analysant le nombre des décès et l'effectif total pour la seule population âgée de plus de 15 ou 20 ans, une déviation par rapport à la stabilité qui serait causée par des modifications récentes de la fécondité n'aurait aucun effet sur les résultats. Dans les pays en développement, on rencontre plus souvent la situation dans laquelle la population existante subit les effets d'un recul de la mortalité au cours des 20 ou 30 dernières années. L'expérience prouve que la diminution de la mortalité provoque un écart par rapport à la stabilité de la répartition par âge de la population, mais que, en général, cet écart est d'importance relativement limitée. La séquence des rapports $\hat{N}/N$ calculés pour une population type dans laquelle la mortalité a diminué est illustrée par le graphique du diagramme C de la figure 11. La séquence des rapports $\hat{N}(x)/N(x)$ est représentée par un tracé d'abord ascendant, puis descendant, tandis que, pour celle des rapports $\hat{N}(x \text{ à } A)/N(x \text{ à } A)$, le tracé descend lentement, dans un premier temps, puis de plus en plus vite. La configuration exacte dépend de l'évolution de la baisse de la mortalité et de la durée de la période pendant laquelle cette baisse s'est manifestée, mais on retrouve souvent une configuration en forme de U inversé.

Il est évident que, quand il s'agit d'une population réelle, les erreurs de déclaration d'âge tendront à produire un tracé en zigzag figurant la séquence des rapports $\hat{N}(x)/N(x)$. Ces distorsions sont atténuées quand on se reporte aux versions cumulées des rapports $\hat{N}(x \text{ à } A)/N(x \text{ à } A)$, c'est-à-dire quand on compare la population estimative dont l'âge se situe entre x et la limite inférieure de l'intervalle ouvert à l'effectif de la population énumérée dans le même intervalle d'âge, soit de x à A. Il n'est malheureusement pas toujours facile de faire une distinction entre les effets des différents cas de non-respect des hypothèses de base.

L'exagération de l'âge au décès et le choix d'un taux d'accroissement trop faible se traduisent tous deux par une augmentation progressive du rapport $\hat{N}(x)/N(x)$. Mais le choix d'une valeur trop faible pour r entraîne une augmentation de la séquence par progression linéaire à tous les âges; tandis que l'exagération de l'âge au décès, qui concerne le plus souvent les groupes d'âge les plus élevés, provoque une montée rapide du tracé qui commence dès le premier âge à partir duquel on constate un déplacement systématique vers le haut de l'âge déclaré. Si le r choisi est trop faible, il suffit d'essayer une valeur plus forte. Si le rapport $\hat{N}(x)/N(x)$ n'augmente de manière régulière et constante qu'à partir de 75 ans, par exemple, l'exagération de l'âge au décès en est la cause probable. On peut alors estimer la mesure dans laquelle l'exagération de l'âge au décès a entraîné une augmentation du nombre des décès déclarés au-dessus de chaque âge, puis procéder à une correction approximative en reportant à l'intervalle d'âge qui précède immédiatement les décès excédentaires déclarés pour un âge donné. On calcule alors de nouveau les rapports $\hat{N}(x)/N(x)$. En général, cette correction n'entraîne qu'une légère réduction des rapports $\hat{N}(x)/N(x)$ pour les groupes d'âge les plus jeunes. On peut opter aussi pour une autre solution qu'une modification de la répartition, en choisissant par exemple de faire commencer l'intervalle ouvert à un âge plus bas, de façon à limiter presque entièrement à cet intervalle le phénomène de l'exagération de l'âge au décès.

Mais il est un autre problème autrement plus difficile à résoudre : il se pose quand il s'agit de déterminer si la régression d'un ensemble de rapports $\hat{N}(x)/N(x)$ vient de ce que la mortalité diminue depuis un certain temps dans la population considérée ou de ce que l'on a choisi un taux d'accroissement trop élevé. En outre, si l'on corrige les estimations en attribuant une valeur plus basse au taux d'accroissement, on obtient une estimation plus faible de la complétude; et pourtant il se pourrait fort bien que l'estimation calculée pour une population où la mortalité recule depuis un certain temps soit déjà trop basse. C'est pourquoi, quand on se trouve en présence d'une séquence de rapports $\hat{N}(x)/N(x)$ orientée à la baisse, il faut vérifier à partir d'autres critères si la population considérée n'a pas enregistré récemment des réductions importantes de la mortalité. Si tel est le cas, on peut accepter, comme mesure estimative de la complétude, la médiane des rapports de populations cumulées à partir d'un âge se situant entre 10 et 35 ans, ou 10 et 40 ans. Par contre, s'il paraît peu probable qu'un recul important et prolongé de la mortalité soit intervenu, on peut choisir une valeur plus faible du taux d'accroissement pour obtenir une séquence plus horizontale des rapports $\hat{N}(x)/N(x)$.

Malheureusement, le ton généralement optimiste de cette analyse de la valeur diagnostique de la séquence des rapports $\hat{N}(x)/N(x)$ ne se justifie pas toujours dans la réalité. Les erreurs ne sont pas toujours aussi bien ordonnées qu'on le souhaiterait, et la combinaison de divers types d'erreurs peut donner aux séquences de rapports $\hat{N}(x)/N(x)$ des configurations qu'il n'est pas possible d'interpréter en utilisant les règles simples que l'on vient d'exposer. On ne peut donc pas toujours obtenir une estimation unique et claire de la complétude, bien que, par un usage judicieux de différents taux d'accroissement et de différents intervalles ouverts, il devrait être au moins possible de se faire une idée plus ou moins précise de la fourchette dans laquelle le bon chiffre se situe.

2. Données requises

Les données requises pour appliquer cette méthode sont les suivantes :

a) Les décès pendant une période de temps donnée, normalement pendant une année précise (mais on peut aussi bien utiliser une moyenne portant sur une période de 2 ou 5 ans), classés par âge. Les groupes d'âge quinquennaux suffisent fort bien. Le classement par sexe est utile, mais il n'est pas essentiel.

b) La population par groupe d'âge (et par sexe) à mi-parcours de la période choisie pour le calcul du nombre des décès.

c) Une estimation du taux d'accroissement pendant la même période. Une estimation précise n'est pas indispensable, dans la mesure où un tracé diagnostique de la séquence de $\hat{N}(x)/N(x)$ permet de déceler les erreurs dans le choix de r. En fait, le choix final de r peut fort bien être

déterminé par la valeur pour laquelle le tracé du graphique est le plus horizontal dans le cas des groupes d'âge moyens.

3. Procédé de calcul

Le calcul comporte les différentes opérations suivantes : *Opération 1 : estimation du taux d'accroissement.* Puisque cette méthode ne s'applique qu'aux adultes, on peut prendre, comme estimation provisoire du taux d'accroissement, le taux intercensitaire d'accroissement de la population âgée de plus de 10 ou de 15 ans. Mais, en général, on obtient une meilleure estimation en calculant la médiane des taux d'accroissement de la population pour les personnes de plus de 10, 15, 20 . . ., 60 ans. Si des recensements ont lieu à des moments désignés par t_1 et t_2 et que l'effectif de la population considérée est N_1 au moment t_1 et N_2 au moment t_2, on obtient alors le taux d'accroissement en appliquant la formule $r = ln\ (N_1/N_2)/(t_1 - t_2)$. Quand il n'est pas possible de calculer les taux d'accroissement intercensitaires, on doit procéder par itérations en commençant par une valeur raisonnable de r que l'on modifie au fur et à mesure jusqu'à ce que la séquence des rapports $\hat{N}(x)/N(x)$ donne un tracé aussi proche que possible de l'horizontale.

Opération 2 : correction de la population déclarée pour obtenir l'effectif à mi-période. Strictement parlant, quand les données relatives aux décès portent sur une année donnée, on doit utiliser la répartition par âge de la population à mi-année. Si un recensement avait lieu à mi-année ou à une date proche, on pourrait utiliser les données obtenues sans qu'il soit nécessaire de les corriger. Quand les données concernant la population se rapportent au début ou à la fin de l'année, une des solutions possibles consiste à prendre la moyenne des données concernant les décès pour les deux années voisines. Une autre solution plus couramment adoptée consiste à corriger les chiffres de la population de façon à les faire concorder dans le temps avec les données concernant les décès. Dans ce cas, la manière la plus simple de procéder est de partir de l'hypothèse que la population augmente selon le taux d'accroissement estimé au cours de l'opération 1. Par exemple, si t_m est la date qui correspond au milieu de la période (ou de l'année) à laquelle se rapportent les données concernant les décès et t_c la date de référence du recensement, les valeurs corrigées de l'effectif de la population son obtenues par la formule

$$ {}_5N_x^{adj} = {}_5N_x \exp\,(r\,(t_m - t_c)). $$

Il faut préciser que les valeurs de ${}_5N_x$ et de $N(x+)$ sont alors toutes multipliées par le même facteur de correction : $\exp(r(t_m - t_c))$. Dans la pratique, il est donc beaucoup plus simple d'employer cette méthode sans corriger les données dès ce stade, tout en veillant à corriger l'estimation de la complétude des registres de décès, C, en lui appliquant le facteur $\exp(-r(t_m - r_c))$. De plus, si le but essentiel est d'obtenir les taux corrigés de mortalité par âge et non une estimation de la complétude proprement dite, cette correction n'est pas nécessaire. En l'absence de correction, C devient une estimation de la complétude des registres de décès par rapport à l'effectif non corrigé de la population, de telle sorte qu'en multipliant le nombre des décès déclarés par $1{,}0/C$ et en divisant le résultat par l'effectif non corrigé de la population, on obtient les mêmes taux estimatifs de mortalité que quand l'effectif de la population est corrigé selon la méthode exposée précédemment.

Un autre cas se présente fréquemment : celui où il est nécessaire de corriger les valeurs de ${}_5N_x$ quand les décès se sont produits pendant une période intercensitaire. En l'occurrence, les chiffres de la population devraient être calculés comme la moyenne de ceux que les deux recensements ont fournis et les chiffres concernant les décès comme le nombre annuel moyen de décès.

Opération 3 : estimation de la population à partir des décès enregistrés. On peut prouver que l'équation (B.1), par laquelle on calcule la population estimative ayant l'âge exact x, soit $\hat{N}(x)$, peut s'exprimer de la façon suivante selon un processus récurrent :

$$ \hat{N}(x) = \hat{N}(x+5)\ \exp(5r) + {}_5D_x\ \exp(2.5r). $$

Par conséquent, l'estimation de $\hat{N}(x)$ est un calcul direct, sauf en ce qui concerne l'intervalle ouvert. D'une façon générale, puisque l'estimation portant sur cet intervalle exige un certain degré d'approximation, il est conseillé d'utiliser un intervalle ouvert aussi étroit que les données le permettent, en tenant compte des effets possibles de l'exagération de l'âge au décès.

Pour chacun des intervalles quinquennaux de x à $x + 4$, on suppose que la durée de la période allant de x au milieu de l'intervalle fournit une estimation assez juste de la durée moyenne de la période au cours de laquelle il faut gonfler le nombre des décès en lui appliquant le taux d'accroissement stable. Dans le cas de l'intervalle ouvert (décès à l'âge A et au-delà), on ne peut pas fixer de mi-période; il faut donc trouver une autre méthode pour inclure ces nombres très exagérés de décès dans l'analyse. Ici, deux problèmes se présentent; le premier consiste à décider de l'âge A qu'il convient de choisir comme limite inférieure de l'intervalle ouvert; le deuxième consiste à estimer l'âge auquel on doit présumer que les décès intervenus dans l'intervalle ouvert se sont trouvés concentrés afin de pouvoir leur appliquer le bon facteur de correction du taux d'accroissement.

Le premier problème se résout parfois de lui-même en raison de la forme sous laquelle les données se présentent. Si la mise en tableaux des décès par âge s'arrête aux groupes d'âge 55-59, 60-64, ou 70 ans, laissant des intervalles ouverts commençant avec des valeurs de A égales respectivement à 60, 65 ou 70, tout ce que l'on peut faire est d'utiliser la valeur de A qui est donnée. Quand on dispose de renseignements plus détaillés concernant l'âge, la question se pose de savoir si l'on doit utiliser A comme donnée de base ou une valeur plus basse. L'avantage de se référer à la valeur de A la plus élevée possible selon les tableaux de données tient à ce que plus la valeur de A est élevée, moins l'estimation de l'âge auquel on présume que les décès tendent à se concentrer dans l'intervalle ouvert est approximative. En revanche, l'utilisation d'une valeur de A plus faible permet de limiter les erreurs d'âge dans

les déclarations de décès, dont l'importance augmente probablement avec l'âge. En général, on peut donner à A la valeur de 75, sauf dans les cas où les déclarations de décès sont très précises et où on peut utiliser des valeurs de 80 ou 85. On choisit l'âge de 75 ans parce qu'il permet un meilleur équilibre entre les gains obtenus en réduisant les effets des déclarations erronées à des âges très élevés et les pertes dues au caractère nécessairement approximatif de l'estimation du coefficient de pondération à appliquer aux décès dans l'intervalle ouvert.

Le deuxième problème, celui de l'estimation du coefficient de pondération à appliquer aux décès dans l'intervalle ouvert, peut se résoudre par l'utilisation de modèles. Si A est l'âge limite inférieur de l'intervalle ouvert, le nombre des personnes d'âge A s'obtient par la formule suivante :

$$\hat{N}(A) = \sum_{x=A}^{\omega} D(x) \exp(r(x - A)),$$

expression que l'on ne peut évaluer à partir des données disponibles parce que l'on ne connaît pas les valeurs de $D(x)$. Il existe cependant une période de temps, $z(A)$, pour laquelle

$$D(A+) \exp(rz(A)) = \sum_{x=A}^{\omega} D(x) \exp(r(x - A))$$

de telle sorte que l'on peut calculer le nombre de personnes d'âge A à partir du nombre des décès à des âges supérieurs à A, soit $D(A+)$, en appliquant la formule :

$$\hat{N}(A) = D(A+) \exp(rz(A)). \qquad \text{(B.3)}$$

On a calculé les valeurs de $z(A)$ pour une série de cas types caractérisés par différents taux d'accroissement, niveaux de mortalité, structures de la mortalité et valeurs de A. On a appliqué une méthode de régression des moindres carrés pour rapporter les valeurs de $z(A)$ à deux paramètres disponibles dans toutes les applications possibles, à savoir le taux d'accroissement r et la valeur exponentielle du rapport des décès après 45 ans aux décès après 10 ans. Les coefficients, qui sont indiqués dans le tableau 123, rendent possible l'estimation de $z(A)$ pour les valeurs de A allant de 45 à 85 dans chaque groupe de tables types de mortalité Coale-Demeny en utilisant l'équation suivante :

$$z(A) = a(A) + b(A)r + c(A) \exp\left[\frac{D(45+)}{D(10+)}\right]. \qquad \text{(B.4)}$$

Pour toutes les applications possibles, la valeur de $z(A)$ peut donc être estimée à partir du taux d'accroissement, tel qu'il a lui-même été estimé au cours de l'opération 1, et du rapport des décès à 45 ans et plus aux décès à 10 ans et plus, rapport qu'il est facile de calculer d'après une répartition par groupe d'âge des décès déclarés. On peut alors procéder à l'estimation de la population d'âge A en utilisant l'équation (B.3). Si l'on ne dispose d'aucune indication permettant de déterminer le groupe de tables types de mortalité qu'il convient d'employer, on peut parfaitement, faute de mieux, choisir les tables du groupe Ouest.

Une fois que l'on a obtenu la valeur de $\hat{N}(A)$ à partir du nombre des décès dans l'intervalle ouvert, il ne reste plus que quelques calculs directs à faire. On part de l'intervalle ouvert pour descendre progressivement l'échelle des âges en utilisant les équations récursives suivantes pour calculer successivement $\hat{N}(A - 5)$ à partir de $\hat{N}(A)$, $\hat{N}(A - 10)$ à partir de $\hat{N}(A - 5)$, et ainsi de suite :

$$\hat{N}(x) = \hat{N}(x+5) \exp(5r) + {}_5D_x \exp(2.5r), \qquad \text{(B.5)}$$

$${}_5\hat{N}_x = 2.5(\hat{N}(x) + \hat{N}(x+5)) \qquad \text{(B.6)}$$

où ${}_5D_x$ est le nombre de décès déclarés au cours de l'intervalle allant de x à $x + 4$.

Opération 4 : estimation de la complétude des registres de décès. On peut considérer que la complétude des registres de décès, C, est soit le niveau moyen de la séquence des valeurs du rapport $\hat{N}(x)/N(x)$, soit celui de la séquence $\hat{N}(x \text{ à } A)/N(x \text{ à } A)$. On propose d'utiliser la médiane ou la moyenne des valeurs pour les différents âges quand cette dernière séquence est à peu près plate, c'est-à-dire entre les âges de 10 et de 45 ans. Quand le graphique des rapports $\hat{N}(x)/N(x)$ suit un tracé généralement ascendant à mesure que x augmente, ce qui permet de penser que le taux d'accroissement utilisé est trop faible, ou un tracé descendant, ce qui indique normalement que ce taux est trop élevé, il faut modifier le taux d'accroissement en conséquence et répéter les calculs. Si un test se révèle nécessaire pour décider quelle est l'ensemble de points qui se rapproche le plus de la ligne horizontale, on peut faire la somme des déviations absolues des points par rapport à leur moyenne générale (en excluant ceux qui sont par trop à l'écart) et choisir le taux d'accroissement pour lequel on obtient le total le plus faible. Une autre méthode possible consiste à séparer les points, en excluant ici encore ceux pour lesquels l'écart est excessif, en deux groupes de dimension égale (par exemple, les points correspondant aux âges de 10 à 35 ans et de 40 à 65 ans), à calculer la valeur moyenne du rapport $\hat{N}(x)/N(x)$ pour chaque groupe et à choisir le taux d'accroissement pour lequel la différence entre les deux moyennes est la plus faible. Si l'inclinaison du tracé de $\hat{N}(x)/N(x)$ prouve que le taux d'accroissement n'a pas été correctement indiqué, on peut appliquer la méthode empirique exposée ci-après pour obtenir une estimation de la valeur corrigée de r. Une estimation de r qui incorpore une erreur Δr dans le calcul de $\hat{N}(x)$ a pour effet d'augmenter $\hat{N}(x)$ par un multiplicateur $1 + (\Delta r)e_x$, où e_x représente l'espérance de vie à l'âge x. Etant donné que e_x ne varie pas rapidement en fonction du niveau général de mortalité pour les valeurs élevées de x, on peut éviter d'avoir à estimer e_x dans le cas de certaines applications tout en obtenant une première approximation très

Tableau 123

COEFFICIENTS[a] POUR L'ESTIMATION DU FACTEUR D'ÂGE APPLICABLE À L'INTERVALLE OUVERT, $z(A)$, À PARTIR DU RAPPORT DES DÉCÈS À 45 ANS ET PLUS AUX DÉCÈS À 10 ANS ET PLUS ET DU TAUX D'ACCROISSEMENT DE LA POPULATION

Groupe régional (1)	*Age A* (2)	*Coefficients* a(A) (3)	b(A) (4)	c(A) (5)
Nord	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
Sud	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
Est	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
Ouest	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

NOTE. — $z(A)$ est l'âge qui se prête le mieux à la fonction

$$D(A+)\exp(rz(A))=\sum_{A}^{\omega}D(x)\exp(r(x-A))$$

et on le détermine à partir de l'équation

$$z(A)=a(A)+b(A)r+c(A)\exp\left[\frac{D(45+)}{D(10+)}\right].$$

[a]Basés sur 11 niveaux de mortalité, e_0 variant entre 40 ans et 75 ans environ.

acceptable de Δr. Si l'on fait les moyennes des valeurs de $\hat{N}(x)/N(x)$ pour les différentes valeurs de x de 20 à 40 ans et de 40 à 60 ans et si l'on détermine la différence entre elles (indicateur grossier de l'inclinaison) en déduisant la moyenne pour la tranche 20-40 ans de la moyenne pour celle de 40-60 ans, on obtient une première approximation de Δr en divisant le résultat par 14,5. Cette valeur de 14,5 est acceptable dans le cas d'un e_{10} de 55 ans environ; si la valeur réelle de e_{10} était 45 ans, la valeur du dénominateur devrait alors être 12,7, de même qu'elle serait 18,4 pour 65 ans.

Opération 5 : correction des taux de mortalité déclarés pour pallier les effets des lacunes d'enregistrement et calcul d'une table de mortalité des adultes. Quand les intervalles d'âges sont, par exemple, 10-14, . . ., 75-79 et 80+ ans, on obtient alors les taux de mortalité corrigés par un calcul direct, selon les formules suivantes :

$$ {}_5m_x^{corr}=\frac{{}_5D_x}{C}\cdot\frac{1.0}{{}_5N_x} \quad \text{pour } x=10,\ldots,75 \qquad \text{(B.7)}$$

et

$$ {}_{\omega-80}m_{80}^{adj}=\frac{D(80+)}{C}\cdot\frac{1.0}{N(80+)} \quad \text{pour } x=80. \qquad \text{(B.8)}$$

Enfin, les valeurs de ${}_5m_x$ sont converties en valeurs de ${}_5q_x$ de la table de mortalité par la méthode habituelle dans le cas des groupes d'âge allant de 10 à 14 ans à 75-79 ans :

$$ {}_5q_x=\frac{(5.0){}_5m_x^{\text{corr}}}{1.0+(2.5){}_5m_x^{\text{corr}}} \qquad \text{(B.9)}$$

Puis, en utilisant la fonction $l(x+5)=l(x)(1.0-{}_5q_x)$, on peut déterminer les valeurs de $l(x)$ pour les âges allant de 15 à 80 ans avec une racine $l(10)$ de 1,0 à l'âge de 10 ans. Si l'on a pu obtenir une estimation de $l(10)$ grâce aux méthodes exposées au chapitre III, on peut l'utiliser directement pour calculer la table de mortalité tout entière. Mais il subsiste généralement quelques irrégularités dans la séquence des valeurs corrigées de ${}_5m_x$, en raison notamment des déclarations d'âge erronées et il est alors souhaitable de procéder à de nouvelles opérations de correction ou de lissage, par exemple à l'aide de comparaisons avec des modèles de mortalité. On trouvera au chapitre VI des explications plus détaillées concernant ces méthodes de correction.

4. PREMIER EXEMPLE DÉTAILLÉ

On prendra tout d'abord comme exemple le cas de la population féminine salvadorienne en 1961. Les décès enregistrés cette année-là sont indiqués, classés par âge, dans le tableau 124, avec la population dénombrée au moment du recensement de 1961, la date de référence étant le 5 mai 1961.

Opération 1 : estimation du taux d'accroissement. Des recensements de la population salvadorienne ont eu lieu en 1950, 1961 et 1971. A partir des chiffres cumulés de la population, $N(x+)$, on a calculé pour chacune des deux périodes intercensitaires les taux d'accroissement de la population âgée de plus de 10, 15, 20, . . . et 60 ans en utilisant la formule $r=\ln[N_2(x+)/N_1(x+)]/(t_2-t_1)$. Les résultats sont reproduits dans le tableau 125, avec les moyennes des deux taux obtenus. Si la population était réellement stable et si toutes les données étaient enregistrées avec précision, les taux d'accroissement seraient tous les mêmes. Mais, en étudiant le tableau 125, on constate que ce n'est pas le cas, de telle sorte qu'un choix

Tableau 124
POPULATION ET MORTALITÉ PAR ÂGE, SEXE FÉMININ, EL SALVADOR, 1961

Âge (1)	Décès féminins enregistrés ${}_5D_x$ (2)	Population féminine déclarée ${}_5N_x$ (3)	Population féminine âgée de x à 75 ans $N(x \text{ à } 75)$ (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 Pour l'intervalle ouvert 75+.

Tableau 125
TAUX INTERCENSITAIRES D'ACCROISSEMENT DE LA POPULATION FÉMININE, EL SALVADOR 1950-1971

Tranche d'âge (1)	Taux intercensitaires d'accroissement		
	1950-1961 (2)	1961-1970 (3)	Moyenne (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

s'impose. Celui-ci s'est porté sur la médiane des valeurs moyennes (qui correspond *grosso modo* aux taux d'accroissement en 1961) pour les âges allant de 20 à 60 ans, soit 0,0287. Si ce choix est mauvais, le tracé diagnostique des valeurs de $\hat{N}/N$ doit faire apparaître l'erreur, ce qui permet de la corriger.

Opération 2 : correction de la population déclarée pour obtenir l'effectif à mi-période. Les chiffres de la population correspondent à la date de référence du recensement, c'est-à-dire le 5 mai, tandis que la période d'enregistrement des décès s'est achevée le 1er juillet. De ce fait, les valeurs ${}_5N_x$ et $N(x \text{ à } A)$ sont trop faibles d'une très petite fraction. La différence de temps entre la mi-année et le 5 mai est de 56 jours, soit 0,1534 année. Le facteur de correction qu'il faut appliquer aux chiffres de la population est exp [(0,1534) (0,0287)] = 1,0044. Mais, comme on l'a déjà précisé, il n'est pas nécessaire, à ce stade, de corriger les données relatives à la population, puisqu'il est plus simple de corriger le degré d'enregistrement des décès, tel qu'il est estimé à partir de ces données (voir, ci-après, l'opération 4).

Opération 3 : estimation de la population à partir des décès enregistrés. Dans le cas qui nous occupe, l'intervalle ouvert commence à partir de l'âge de 75 ans, et l'on considère que A est égal à 75. Ainsi, avant de commencer le calcul de $\hat{N}$ par la méthode récursive, il faut obtenir une estimation de $z(75)$.

On a estimé que le taux d'accroissement était 0,0287 et que la structure de la mortalité la plus valable était celle du groupe Ouest, de sorte qu'il suffit, pour obtenir une estimation de $z(75)$, de calculer le rapport des décès à l'âge de 45 ans et plus aux décès à 10 ans et plus. En procédant par calcul cumulatif à partir du bas de la colonne (2) du tableau 124, on obtient

$$D(45+) = {}_{\omega-75}D_{75} + {}_5D_{70} + \cdots + {}_5D_{45}$$
$$= 1\,360 + 504 + \cdots + 357 = 4\,089.$$

Il est très facile de calculer les valeurs de $D(10+)$ en déduisant le nombre des décès de moins de 10 ans d'âge du nombre total de décès :

$$D(10+) = D(0+) - {}_5D_0 - {}_5D_5$$
$$= 13\,652 - 6\,909 - 610 = 6\,133.$$

On calcule alors le rapport :

$$D(45+)/D(10+) = 4\,089/6\,133 = 0.6667,$$

et l'on obtient sa valeur exponentielle :

$$\exp[D(45+)/D(10+)] = \exp(0.6667) = 1.948.$$

Si on utilise les coefficients du tableau 123 dans l'équation (B.4),

$$z(75) = a(75) + b(75)(0.0287) + c(75)(1.948)$$
$$= -1.64 + (42.9)(0.0287) + (3.91)(1.948) = 7.21.$$

On obtient alors $\hat{N}(75)$ en appliquant l'équation (B.3) :

$$\hat{N}(75) = D(75+)\exp[rz(75)]$$
$$= (1\,360)\exp[(0.0287)(7.21)]$$
$$= (1\,360)(1.2299) = 1\,672.9.$$

On calcule ensuite $\hat{N}(70)$ en appliquant l'équation récursive (B.5) :

$$\hat{N}(70) = \hat{N}(75)\exp(5r) + {}_5D_{70}\exp(2.5r)$$

$$= (1\,672.9)\exp[(5.0)(0.0287)]$$

$$+ (504)\exp[(2.5)(0.0287)]$$

$$= 1\,931.0 + 541.5 = 2\,472.5.$$

On trouvera à la colonne (3) du tableau 126 les estimations de $\hat{N}(x)$ pour toutes les valeurs de x dont on a besoin. Puis, on calcule ${}_5\hat{N}_{70}$:

$${}_5\hat{N}_{70} = 2.5(\hat{N}(75) + \hat{N}(70))$$

$$= 2.5(1\,672.9 + 2\,472.5) = 10\,363.5$$

et $\hat{N}(x$ à $75)$ est calculé par la méthode cumulative. Les ensembles complets de valeurs estimatives de ${}_5\hat{N}_x$ et de $\hat{N}(x$ à $75)$ sont donnés dans les colonnes (4) et (5) du tableau 126.

Opération 4 : estimation de la complétude des registres de décès. On trouve dans les colonnes (6) et (7) du tableau 126 les valeurs de ${}_5\hat{N}_x/{}_5N_x$ et de $\hat{N}(x$ à $75)/N(x$ à $75)$ [les dénominateurs de ces rapports figurent dans les colonnes (3) et (4) du tableau 124]; ces deux ensembles de valeurs sont représentés graphiquement dans la figure 12. Pour illustrer la stabilité du rapport $\hat{N}(x$ à $A)/N(x$ à $A)$ quand A est donné, on a également indiqué, dans le tableau 126, ses diverses valeurs dans le cas d'un intervalle ouvert de 60+. Les différences observées sont faibles, même si elles sont légèrement plus grandes que celles que l'on obtient avec un intervalle ouvert de 75+. Puisque, comme le montre la figure 12, la séquence des rapports $\hat{N}(x$ à $75)/N(x$ à $75)$ donne un tracé à peu près horizontal pour la tranche d'âges allant de 5 à 60 ans, on a choisi leur médiane, soit 0,825, comme estimation non corrigée de C, la complétude des registres de décès. Il est indispensable de faire la correction de C afin de tenir compte de la différence entre la date du dénombrement de la population et la mi-année (voir l'opération 2). Ainsi, la complétude corrigée des registres de décès, $\hat{C}$, est estimée comme suit :

$$\hat{C} = 0.825/1.0044 = 0.821$$

Dans le cas présent, la différence entre les deux dates est relativement faible et, de ce fait, la différence entre la valeur corrigée et la valeur non corrigée de C est minime. Mais il importe de rappeler que cette opération est théoriquement nécessaire dans tous les cas où l'écart entre les dates est important.

Opération 5 : correction des taux de mortalité déclarés. On peut faire la correction des taux de mortalité par âge au moyen d'un calcul direct, en appliquant l'équation (B.7) avec la valeur estimative non corrigée de C. Par exemple, le taux corrigé de mortalité pour le groupe d'âge 50-54 s'obtient ainsi :

$${}_5m_{50}^{corr} = \frac{{}_5D_{50}}{C({}_5N_{50})} = \frac{385}{(0.825)(38\,616)} = 0.0121.$$

5. Deuxième exemple détaillé

Le deuxième exemple, d'après des données relatives à l'Etat d'Andra Pradesh, en Inde, montre comment utiliser des ensembles de rapports $\hat{N}/N$ pour estimer la complétude des registres de décès quand la séquence des rapports est plus irrégulière que dans le cas d'El Salvador. On ne présentera cependant pas les calculs dans le détail, puisqu'ils sont les mêmes que dans le premier exemple.

Opération 1 : estimation du taux d'accroissement. En Andra Pradesh, la population masculine âgée de 10 ans et plus a augmenté du 1er mars 1961 au 1er avril 1971, passant de 13 137 000 à 15 806 000 personnes. La période

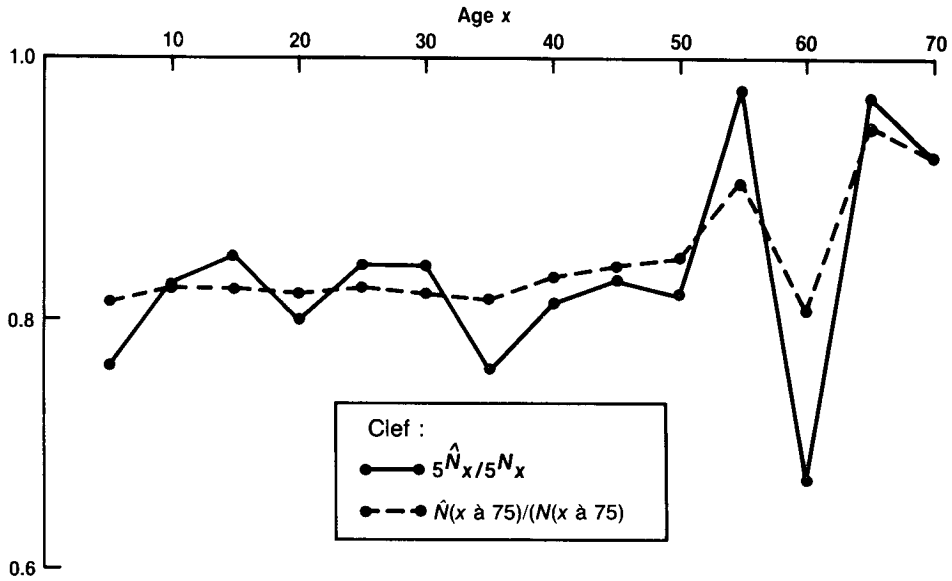
Tableau 126

Nombre des décès déclarés, population estimative à différents âges et rapports de la population estimative à la population dénombrée, sexe féminin, El Salvador, 1961

Age x (1)	Décès déclarés ${}_5D_x$ (2)	Population estimative $\hat{N}(x)$ (3)	Population estimative ${}_5\hat{N}_x$ (4)	Population estimative $\hat{N}(x$ à $75)$ (5)	Rapport de la population estimative à la population dénombrée ${}_5\hat{N}_x/{}_5N_x$ (6)	Rapport de la population estimative à la population dénombrée $\hat{N}(x$ to $75)/N(x$ à $75)$ (7)	Rapport de la population estimative à la population dénombrée $\hat{N}(x$ à $60)/N(x$ à $60)$ (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]Pour le groupe d'âge ouvert de 75 ans et plus.

Figure 12. — Graphique des rapports de la population estimative à la population dénombrée, sexe féminin, El Salvador, 1961



intercensitaire a donc porté sur 10 ans et 31 jours, soit 10,085 ans, de sorte que le taux d'accroissement de la population âgée de 10 ans et plus, $r(10+)$, est calculé, comme suit :

$$r(10+) = [\ln(15.806) - \ln(13.137)]/10.085$$

$$= 0.0183.$$

Opération 2 : corrections par rapport aux données de base. Les données de base relatives à la mortalité par âge et à la population par âge pour 1970 et 1971 et pour la population masculine proviennent de l'Indian Sample Registration System (Système indien d'enregistrement par sondage) et sont publiées sous la forme de la répartition par âge de la population sondée pour 10 000 personnes de tous les âges et des taux moyens de mortalité, $_5m_x$. On dispose de données par groupe d'âge quinquennal jusqu'au groupe d'âge 65-69, l'intervalle ouvert commençant à 70 ans. Aucune correction n'est nécessaire en ce qui concerne les données intéressant la population, qui sont censées désigner les années-personne d'exposition au risque de décès, mais on doit obtenir les décès par groupe d'âge en multipliant les taux moyens de mortalité, $_5m_x$, par la population exposée au risque, $_5N_x$. Dans le tableau 127, les calculs sont faits séparément pour 1970 et 1971. On obtient alors le nombre total des décès et l'effectif total de la population pour la période 1970-1971 en faisant la somme des chiffres relatifs à chaque année; les résultats figurent dans les colonnes (8) et (9) du tableau 127.

Opération 3 : estimation de la population à partir des décès enregistrés. On calcule le rapport $D(45+)/D(10+)$ en se reportant au tableau 127 et l'on obtient (122,32) / (137,22), ou 0,7062. La valeur de son exponentielle est donc exp (0,7062) = 2,0263. Si l'on part de l'hypothèse qu'en Inde la mortalité se conforme à un schéma du type groupe Sud, on estime la valeur de $z(70)$ comme suit :

$$z(70) = -7.53 + (78.4)(0.0183) + (7.15)(2.0263)$$

$$= 8.393.$$

On calcule alors la valeur de $\hat{N}(70)$:

$$\hat{N}(70) = D(70+)\exp[(8.393)(0.0183)]$$

$$= (37.71)(1.1660) = 43.97.$$

On trouvera dans le tableau 128 les résultats complets de ces calculs et, à la figure 13, la représentation graphique des rapports $_5\hat{N}_x/_5N_x$ et $\hat{N}(x \text{ à } 70)/N(x \text{ à } 70)$.

Le graphique de $_5\hat{N}_x/_5N_x$ comporte d'abord un segment ascendant qui part de la valeur 0,8 à l'âge de 5 ans pour dépasser 1,0 à 20 ans; puis il redescend à 0,80 à 40 ans, pour se stabiliser entre 0,79 et 0,89 de 35 à 60 ans, à l'exception d'une pointe à l'âge de 55 ans. L'explication de ce mouvement en zigzag tient probablement à la déviation par rapport à une forme stable de la répartition par âge qui ressort des déclarations, déviation qui, tout en pouvant être due à un manque réel de stabilité, s'explique plus certainement par les différences dans la fréquence des omissions selon les groupes d'âge ou par la tendance à ne pas déclarer l'âge véritable. Il ne faut pas perdre de vue que la construction de la population estimative $_5\hat{N}_x$ à partir de la répartition des décès déclarés et du taux d'accroissement, étant un processus de nature cumulative, tend à suivre de très près une répartition par âge stable. Par conséquent, quand certaines tranches de la répartition

Tableau 127

RÉPARTITION PAR ÂGE DE LA POPULATION MASCULINE, TAUX MOYENS DE MORTALITÉ ET NOMBRE DE DÉCÈS, PAR GROUPE D'ÂGE, CALCULÉS SUR CETTE BASE, ETAT D'ANDRA PRADESH, INDE, 1970 ET 1971

Groupe d'âge (1)	1970			1971			Nombre total de décès (8)	Population totale (9)
	Population masculine (2)	Taux moyen de mortalité (3)	Nombre de décès (4)	Population masculine (5)	Taux moyen de mortalité (6)	Nombre de décès (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
Décès à 45 ans +							122.32	
Décès à 10 ans +							173.22	

par âge sont sous-enregistrées au cours du recensement ou de l'enquête, la valeur du rapport ${}_5\hat{N}_x/{}_5N_x$ accuse une pointe correspondante; inversement, quand l'effectif de la population est surestimé, en raison de déclarations d'âge erronées, le rapport ${}_5\hat{N}_x/{}_5N_x$ se situe à un minimum. La pointe du tracé de ce rapport correspondant à l'âge de 20 ans s'explique certainement par un sous-enregistrement des personnes appartenant à la cohorte 20-24 ans. Les valeurs cumulées, $\hat{N}(x \text{ à } 70)/N(x \text{ à } 70)$, ne laissent apparaître aucune tendance générale qui soit fonction de l'âge; on peut donc accepter la valeur médiane 0,896 comme estimation raisonnable de la complétude de l'enregistrement de décès.

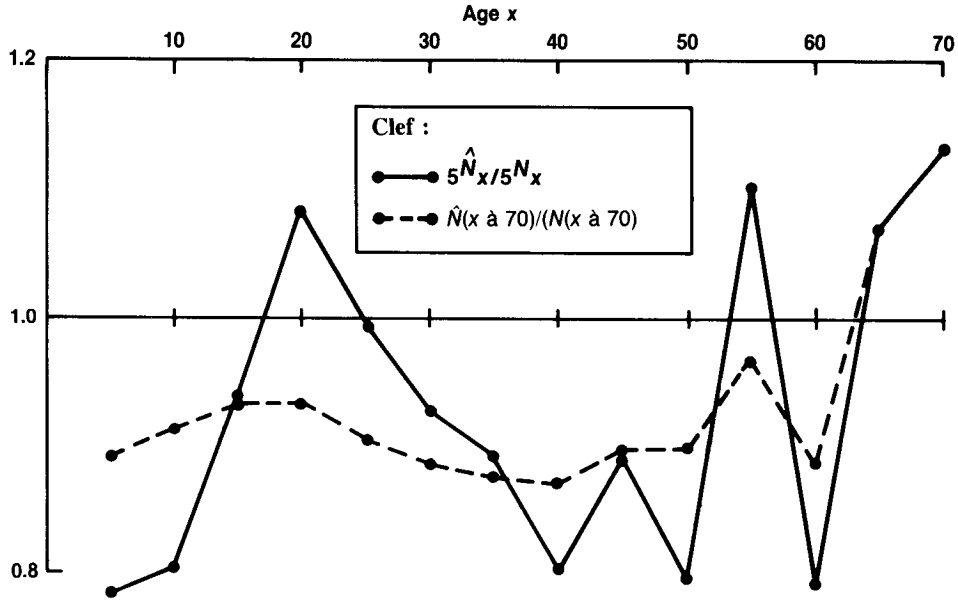
Il est probable que les déclarations d'âge erronées, qui paraissent avoir faussé la répartition par âge observée, ont également produit des distorsions dans la répartition par âge des décès déclarés. Ainsi la table de mortalité construite à partir des taux moyens de mortalité, ${}_5m_x$, corrigés pour tenir compte des omissions d'enregistrement des décès par l'application d'un facteur proche de 1,0/0,9, pourrait représenter de façon relativement fidèle le niveau général de mortalité, mais la structure détaillée du tableau des taux de mortalité qui en résulte et la table de mortalité correspondante s'en trouveraient probablement faussées. Il est donc préférable de calculer l'espérance de vie à l'âge de 10 ans dans cette table de mortalité et d'utiliser une table type de mortalité construite à partir de la même espérance de vie, en considérant qu'elle donne probablement une image plus fiable des conditions de mortalité.

Tableau 128

NOMBRE DE DÉCÈS DÉCLARÉS, POPULATION ESTIMATIVE À DIFFÉRENTS ÂGES ET RAPPORTS DE LA POPULATION ESTIMATIVE À LA POPULATION DÉNOMBRÉE, SEXE MASCULIN, ETAT D'ANDRA PRADESH, INDE, 1970-1971

Age x (1)	Décès déclarés ${}_5D_x$ (2)	Population dénombrée		Population estimative			Rapport de la population estimative à la population dénombrée	
		${}_5N_x$ (3)	$\hat{N}(x \text{ à } 70)$ (4)	$N(x)$ (5)	${}_5N_x$ (6)	$\hat{N}(x \text{ à } 70)$ (7)	${}_5\hat{N}_x/{}_5N_x$ (8)	$\hat{N}(x \text{ à } 70)/N(x \text{ à } 70)$ (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)

Figure 13. — Graphique des rapports de la population estimative à la population dénombrée, sexe masculin, Etat d'Andra Pradesh, Inde, 1970-1971



C. — Méthode de Brass ou de la balance de l'accroissement démographique

1. Base et principe de la méthode

En 1975, Brass[3] a proposé une méthode d'estimation de la complétude de l'enregistrement des décès adultes. Cette méthode se fonde sur l'équation :

$$N(x)/N(x+)=r+D^*(x+)/N(x+) \qquad \text{(C.1)}$$

où $N(x)$ est le nombre de personnes ayant l'âge exact x; $N(x+)$, le nombre total de personnes d'âge x et plus; $D^*(x+)$, le nombre total de décès parmi les personnes d'âge x et plus, et r, le taux d'accroissement démographique.

Brass a prouvé que l'équation (C.1) est exacte dans le cas de populations stables et fermées. Le simple bon sens permet d'expliquer cela par l'argument suivant : puisque $N(x)$ peut être considéré comme le nombre de personnes qui, en un an, entrent dans le groupe des individus d'âge x et plus, le rapport $N(x)/N(x+)$ peut être interprété comme un taux de natalité pour la population d'âge x et plus. Le rapport $D^*(x+)/N(x+)$ est le taux de mortalité parmi la même population et, si l'on désigne par $r(x+)$ le taux d'accroissement de la population d'âge x et plus, l'équation

$$N(x)/N(x+)=r(x+)+D^*(x+)/N(x+) \qquad \text{(C.2)}$$

est simplement l'illustration de la vérité première selon laquelle, dans une population fermée, le taux de natalité est égal à la somme du taux d'accroissement et du taux de mortalité. Maintenant, si l'on invoque l'hypothèse de la stabilité, il est évident que, dans une population stable, le taux d'accroissement $r(x+)$ est, par définition, le même pour toutes les valeurs de x, que, par conséquent, $r(x+)$ peut être remplacé par r et que l'équation (C.2) devient l'équation (C.1) proposée par Brass.

Une fois que l'on a établi la validité de l'équation (C.1) en partant de l'hypothèse de la stabilité, on formule une deuxième hypothèse. Si l'on suppose que, au lieu d'observer $D^*(x+)$ [le nombre total des décès au-dessus de l'âge x], on n'enregistrait qu'une proportion de ces décès, soit $D(x+)$, où

$$D(x+)=C(x)D^*(x+), \qquad \text{(C.3)}$$

$C(x)$ étant un facteur qui représente la complétude de l'enregistrement des décès à partir de l'âge x.

Si l'on suppose alors que la complétude de l'enregistrement des décès ne varie pas avec l'âge, du moins à partir de 5 ou de 10 ans, on peut remplacer $C(x)$ par un facteur constant C qui n'évolue pas avec l'âge. En considérant que $K = 1/C$ et en remplaçant l'équation (C.3) dans l'équation (C.1), on obtient la fonction suivante :

$$N(x)/N(x+)=r+K(D(x+)/N(x+)). \qquad \text{(C.4)}$$

Dans le cas d'une population fermée, où la complétude de l'enregistrement des décès est la même pour tous les âges et où l'âge est déclaré avec précision, l'équation (C.4) offre une méthode permettant d'estimer la complétude de l'enregistrement des décès. Selon cette

[3] *Ibid.*

équation, la relation entre $D(x+)/N(x+)$ et $N(x)/N(x+)$ est linéaire et l'inclinaison de la ligne définie par les points $[D(x+)/N(x+), N(x)/N(x+)]$ est la valeur du facteur de correction K. Par conséquent, pour estimer K, il suffit de déterminer l'inclinaison de la ligne qui est définie par les points $[D(x+)/N(x+), N(x)/N(x+)]$. Il faut noter toutefois qu'il n'est pas tenu compte ici d'erreurs éventuelles dans les déclarations d'âge, qu'il s'agisse de l'âge au décès ou de l'âge des personnes vivantes, bien que le recours à la méthode cumulative devrait permettre d'atténuer certains effets de ces erreurs. Il est donc juste de dire que toutes les fois où la structure par âge des décès ou de la population subit une distortion due aux déclarations erronées, les estimations obtenues par cette méthode peuvent également être faussées, bien que l'utilisation du calcul cumulatif et l'élimination judicieuse de certains points lors de la procédure d'ajustement graphique doivent normalement modérer les effets de ces erreurs.

Dans la pratique, il est rare que les points $[D(x+)/N(x+), N(x+)/N(x+)]$ se situent exactement sur une ligne droite, et l'on obtient K en choisissant la ligne qui passe au plus près des points observés. Il reste que, dans certains cas, l'écart entre ces points et une courbe linéaire est tellement marqué qu'il n'est pas judicieux de recourir à cette méthode d'estimation. De grands écarts par rapport à la linéarité peuvent s'expliquer de différentes manières. Le plus souvent, il s'agit de l'imprécision des données (en général, des déclarations d'âge erronées), mais ces écarts sont également dus parfois aux différences de complétude de l'enregistrement des décès par âge ou au manque de stabilité de la population considérée (auquel cas $r(x+)$ ne serait pas constant pour toutes les valeurs de x). D'une façon générale, par conséquent, la représentation graphique des valeurs observées de $D(x+)/N(x+)$ en fonction de celles de $N(x)/N(x+)$ est un bon instrument de diagnostic permettant de déterminer la mesure dans laquelle on peut employer cette méthode pour estimer K. Malheureusement, quand la disposition des points est très nettement non linéaire, il n'est généralement pas possible d'attribuer cette situation à une cause unique, ni de corriger les données de façon à ce qu'il soit possible d'appliquer cette méthode d'estimation. Mais si la déviation par rapport à une linéarité approximative ne se manifeste que pour les points se rapportant à la population âgée, on peut obtenir une ligne droite en ne tenant pas compte des points les plus écartés et en évitant ainsi les distorsions les plus marquées.

Il est important de souligner que la fonction exprimée par l'équation (C.4) permet à la fois de faire l'estimation de K, le facteur de correction pour les décès enregistrés, et de r, le taux d'accroissement de la population. Cette estimation de r est sensible aux écarts par rapport aux hypothèses qui ont servi de point de départ pour la construction de l'équation (C.4), et l'utilisateur ne doit pas nécessairement la considérer comme fiable. Il reste que l'on peut toujours comparer cette estimation de r avec des estimations obtenues à partir d'autres sources et considérer qu'une concordance raisonnable confirme dans une certaine mesure la validité des hypothèses de départ.

Quand on dispose d'une estimation de r qui est solide et obtenue à partir d'autres sources pour une population stable où les déclarations d'âge erronées ne sont pas la règle, on peut modifier l'équation (C.4) de la façon suivante :

$$N(x)/N(x+) = r + K(x)D(x+)/N(x+) \quad \text{(C.5)}$$

relation dans laquelle le facteur de correction K n'est plus constant, mais peut varier avec l'âge. On renonce alors à l'hypothèse d'un même degré de sous-enregistrement des décès pour tous les âges et, puisque l'on suppose que r est connu, on peut récrire l'équation (C.5) comme suit, de façon à permettre l'estimation d'un facteur de correction, $K(x)$, pour chaque groupe d'âge ouvert :

$$K(x) = (N(x) - rN(x+))/D(x+). \quad \text{(C.6)}$$

Malheureusement, il est rare que l'on puisse utiliser l'équation (C.6) dans la pratique, car on ne rencontre pas souvent de population stable où les déclarations d'âge soient assez précises pour que $K(x)$ permette de mesurer les divers degrés de sous-enregistrement des décès selon l'âge plutôt que les différences dans la fréquence des déclarations d'âge erronées, toujours selon l'âge.

Pour conclure cet exposé, diverses observations s'imposent quant à la validité des estimations obtenues par cette méthode lorsque la population considérée n'est pas stable. On peut parler de population stable quand la fécondité et la mortalité sont restées constantes pendant une période de temps assez longue. Dans le monde d'aujourd'hui, s'il existe des populations vraiment stables, elles sont fort rares. Dans la plupart des cas, la déstabilisation s'explique par l'évolution de la mortalité. Pour la plupart des populations humaines, les espérances de vie se sont améliorées au cours des 40 dernières années, et ces populations ne peuvent donc être considérées comme stables. Mais les méthodes de simulation ont montré que, quand des populations stables se trouvent déstabilisées par une longue évolution de la mortalité qui ne se manifeste que lentement, la distorsion introduite dans l'estimation de K par cette instabilité est relativement faible[4]. C'est seulement quand des modifications brusques interviennent que la distorsion prend de l'importance[5]. Bien évidemment, il est possible que, dans la réalité même les distorsions dues à des modifications rapides de la mortalité soient faibles par comparaison avec celles qui résultent de la mauvaise qualité des données disponibles. Il faut toutefois rappeler que le recul de la mortalité entraîne généralement une distorsion vers le haut de la valeur de K, ce qui conduit à sous-estimer la complétude de l'enregistrement des décès. Par conséquent, quand on applique cette méthode pour obtenir une estimation de la complétude dans une population où la mortalité a reculé et où l'âge est déclaré avec précision, on peut, sans trop de risques de se tromper, considérer que l'estimation du taux

[4] Hoda M. Rashad, "The estimation of adult mortality from defective registration", thèse de doctorat inédite, Université de Londres, 1978.

[5] Linda G. Martin, "A modification for use in destabilized populations of Brass's technique for estimating completeness of birth registration", *Population Studies*, vol. XXXIV, n° 2 (juillet 1980), p. 381 à 395.

de mortalité ainsi obtenue correspond à une limite supérieure du taux véritable.

Les effets des modifications de la fécondité sur l'estimation de K n'ont pas été aussi soigneusement étudiés que ceux de l'évolution de la mortalité. La raison en est que la fécondité n'a commencé à évoluer que récemment dans les pays où les données sont de mauvaise qualité et que, dans la mesure où cette évolution n'est réellement perceptible que parmi les groupes d'âge les plus jeunes, les modifications intervenues ont eu peu d'effets sur les résultats obtenus par cette méthode d'estimation.

2. Données requises

Les données requises pour appliquer cette méthode sont les suivantes :

a) Le nombre des décès pendant une période de temps donnée (une année, en général) classés par âge et par sexe (bien que la classification par sexe ne soit pas indispensable). Les groupes d'âge quinquennaux suffisent fort bien. Le dernier groupe d'âge doit être ouvert, c'est-à-dire qu'il doit comprendre tous les décès intervenus à partir d'un âge déterminé, soit A;

b) Le nombre de personnes dans chaque groupe d'âge à mi-période, classées par sexe si les décès le sont aussi. Les groupes d'âge choisis doivent correspondre à ceux que l'on a utilisés pour les décès. Ici encore, il faut que le dernier groupe d'âge soit ouvert et comprenne toute la population d'âge A et plus.

3. Procédé de calcul

On a proposé deux variantes de la méthode de Brass qui diffèrent essentiellement par la manière dont on évalue le membre gauche de l'équation (C.4). Selon une des procédures, celle qui a été proposée à l'origine, on tente d'estimer $N(x)$, le nombre de personnes qui atteignent l'âge x au cours d'une année, à partir du nombre de personnes appartenant aux groupes d'âge qui précèdent et suivent immédiatement x; quant à la deuxième procédure, elle consiste à estimer la valeur $N(x)$ à mi-période d'un groupe d'âge quinquennal. Cette dernière procédure est théoriquement préférable dans la mesure où la non-linéarité de la répartition par âge est moins marquée sur une période de 5 ans que sur une de 10 ans. Toutefois, dans le cas d'une population dans laquelle l'attraction de certains âges (nombres attractifs) dans les déclarations d'âge est loin d'être négligeable, l'avantage théorique de la deuxième procédure cède du terrain devant l'avantage pratique de la première, à savoir que les effets du phénomène des nombres attractifs se trouvent atténués quand on procède à l'estimation de $N(x)$ à partir des deux groupes d'âge adjacents; il est probable, en effet, que pour l'un d'entre eux l'effectif sera exagéré (celui qui inclut un âge se terminant par un zéro), tandis que pour l'autre il sera inférieur à la réalité. Après de nombreuses applications, on a constaté que la première méthode donne des résultats plus faciles à interpréter. C'est donc cette manière d'estimer la valeur $N(x)$ que l'on se bornera à présenter ici. Les différentes phases du calcul sont expliquées ci-après.

Opération 1 : nombre d'années-personne vécues par la population exposée au risque de décès. Cette opération, qui consiste à corriger les chiffres de la population dénombrée pour qu'ils correspondent au milieu de la période pour laquelle on dispose de données concernant la mortalité est exactement la même que l'opération 2 de la méthode Preston-Coale. Il n'est donc pas nécessaire de l'expliquer à nouveau, d'autant plus que l'on peut généralement l'omettre, comme on l'a constaté dans les observations de la section B.3 relatives à l'opération 2.

Opération 2 : effectif de la population ayant atteint un âge exact. Par définition, $N(x)$ est le nombre de personnes qui atteignent l'âge x au cours de l'année considérée. Quand l'effectif total de la population à mi-année est classé par chaque année d'âge, on peut estimer $N(x)$ à partir du nombre de personnes dans les deux groupes d'âge contigus, ${}_1N_{x-1}$ et ${}_1N_x$. Par conséquent, si l'on pose que ${}_1N_x$ est le nombre de personnes âgées de x années dénombrées lors du recensement ou de l'enquête,

$$N(x) = ({}_1N_{x-1} + {}_1N_x)/2.0. \qquad \text{(C.7)}$$

Si la classification par âge se fait sur la base de groupes d'âge quinquennaux et si ${}_5N_x$ représente le nombre de personnes comprises dans le groupe d'âge x à $x + 4$ au moment du recensement ou de l'enquête, on peut estimer $N(x)$ ainsi :

$$N(x) = ({}_5N_{x-5} + {}_5N_x)/10.0. \qquad \text{(C.8)}$$

D'une façon générale, il est préférable d'utiliser l'équation (C.8) car elle contribue à atténuer les effets du phénomène des nombres attractifs.

Opération 3 : effectif de la population d'un âge égal ou supérieur à un âge précis. On désigne par $N(x+)$ le nombre total de personnes d'âge x et plus. De cette façon, quand on dispose de données pour les groupes d'âge quinquennaux,

$$N(x+) = \sum_{j=x}^{A-5} {}_5N_j + N(A+) \qquad \text{(C.9)}$$

où $N(A+)$ désigne le nombre de personnes comprises dans la dernière tranche d'âge, qui est un intervalle ouvert. Quand on ne dispose de données que pour chaque année d'âge, l'équation s'écrit :

$$N(x+) = \sum_{y=x}^{A-1} {}_1N_y + N(A+). \qquad \text{(C.10)}$$

Il convient de noter que le calcul de $N(x+)$ à partir de données portant sur chaque année séparément plutôt que de données groupées ne présente pas d'avantages particuliers, sauf si l'analyse tout entière est effectuée par année d'âge distincte, procédure qui risque d'être excessivement fastidieuse et moins fiable quand interviennent les effets des nombres attractifs, aussi faibles soient-ils.

Opération 4 : calcul du nombre des décès à partir d'un âge exact. Le calcul du nombre cumulé de décès à partir de l'âge x est très semblable à celui de $N(x+)$. $D(x+)$ est tout simplement le nombre de décès enregistrés parmi les personnes d'âge x et plus. Ainsi, quand les décès sont classés par groupe d'âge quinquennal,

$$N(x+)=\sum_{j=x}^{A-5} {}_5D_j + D(A+) \qquad \text{(C.11)}$$

où $D(A+)$ désigne le nombre de décès dans l'intervalle d'âges ouvert qui commence à A. Si l'on ne dispose de données que pour chaque année séparément ou si, pour diverses raisons, on veut conduire l'analyse par chaque année d'âges, l'équation s'écrit :

$$D(x+)=\sum_{y=x}^{A-1} {}_1D_y + D(A+). \qquad \text{(C.12)}$$

Opération 5 : détermination des points définis par des taux partiels de mortalité et de natalité. Si l'on part des quantités obtenues lors des opérations précédentes, les valeurs des rapports $D(x+)/N(x+)$ et $N(x)/N(x+)$ sont estimées par un calcul direct. Une fois connues, elles doivent être représentées graphiquement, les valeurs de $D(x+)/N(x+)$ s'inscrivant en abscisse et celles de $N(x)/N(x+)$ en ordonnée. Il faut utiliser la même échelle pour les deux coordonnées. Théoriquement, les points obtenus devraient s'organiser le long d'une droite. S'il apparaît clairement que tel est plus ou moins le cas, on peut passer à l'étape suivante sans trop hésiter. Dans le cas contraire, il convient peut-être de renoncer à cette méthode d'estimation.

Opération 6 : choix de la ligne la mieux ajustée. Il existe plusieurs façons d'ajuster une ligne droite à une série de points. La méthode la plus généralement utilisée est celle qui est connue sous le nom de méthode des moindres carrés. La ligne obtenue par cette méthode minimise la somme des carrés des écarts de ses points aux points qu'elle doit approcher. Dans la mesure où elle s'approche de ces points au plus près, elle représente le meilleur ajustement. Si le calcul des points déterminés lors de l'opération 5 n'a été faussé que par des erreurs aléatoires, c'est certainement cette ligne qui doit être choisie pour estimer le facteur de correction K. Il reste que, si l'on tient compte des inexactitudes que comportent généralement les ensembles de données dont on se sert ici, il semble préférable de recourir à d'autres méthodes d'ajustement. Deux des plus simples sont exposées ci-après.

a) *La ligne "moyenne"*. Cette ligne est définie par les moyennes des valeurs portées en abscisse (coordonnée horizontale) et des valeurs portées en ordonnée (coordonnée verticale) des points déterminés, quand ces points sont répartis, en fonction de l'âge, en deux groupes d'importance à peu près égale. Par exemple, si on utilise 15 groupes d'âge, on calcule la moyenne des valeurs du rapport $D(x+)/N(x+)$ pour les huit premières valeurs de x, ainsi que celle des valeurs du même rapport pour les huit dernières valeurs de x. (Le point situé au milieu est pris en compte dans les deux moyennes.) De même, on obtient les valeurs moyennes pour les huit premières et les huit dernières valeurs du rapport $N(x)/N(x+)$. La ligne recherchée est celle qui passe entre les deux points définis par les deux paires de coordonnées moyennes. Elle ne passera pas au plus près possible de tous les points déterminés lors de l'opération 5, mais elle représentera une assez bonne approximation de la tendance générale qu'ils illustrent, quand cette tendance est linéaire. Il est possible que cette procédure d'ajustement présente un inconvénient, à savoir qu'elle accorde le même poids à tous les points déterminés. Dans la pratique, il arrive souvent qu'un ou deux de ces points (généralement situés aux deux extrémités de la tranche d'âge) s'écartent largement de la tendance générale illustrée par les autres points. En l'occurrence, il est préférable de n'en tenir aucun compte dans le choix d'une ligne droite représentative.

b) *La ligne "robuste"*. Dans les cas tels que ceux dont il vient d'être question, quand la linéarité est apparente vers le milieu de la tranche d'âge mais que les valeurs extrêmes présentent des distorsions, il est recommandé, pour procéder à l'ajustement de la ligne moyenne, d'utiliser des moyennes compensées de préférence aux moyennes normales. La ligne ajustée au moyen de moyennes compensées est appelée ligne "robuste" parce que la compensation rend l'ajustement moins sensible aux écarts importants par rapport à la linéarité qui se produit aux deux extrémités de la tranche d'âge. Il s'agit d'une généralisation de la moyenne normale, qui se calcule en donnant le même poids à chacun des éléments. Quand on applique la procédure de compensation, les poids appliqués aux différentes observations ne sont pas les mêmes pour toutes les observations; et on normalise la somme des produits des poids multipliés par le nombre d'observations en la divisant par la somme des poids utilisés. La procédure de calcul des moyennes compensées est relativement simple et elle est expliquée dans l'exemple détaillé.

Opération 7 : correction du taux de mortalité. Une fois déterminée la ligne droite la mieux ajustée aux points déterminés lors de l'opération 5, les valeurs du facteur de correction, K, et du taux d'accroissement, r, sont données par l'inclinaison de la ligne et la distance à l'origine de la coordonnée y, respectivement. La complétude de l'enregistrement des décès, C, est exactement la fonction inverse de K, c'est-à-dire que $C = 1{,}0/K$, à condition que toutes les corrections nécessaires aient été apportées aux données lors de l'opération 1. Si la valeur de r est plausible, on peut être plus certain de la fiabilité de C, à savoir l'estimation de la complétude. En l'occurrence, on peut obtenir un taux de mortalité corrigé en multipliant par K le taux de mortalité déclaré. Il faut préciser, cependant, que la courbe des points $[N(x)/N(x+), D(x+)/N(x+)]$ est déterminée avant tout par ceux qui correspondent à des âges assez avancés, de telle sorte qu'en fait le degré de complétude estimé concerne seulement la mortalité adulte. Il faudrait, par conséquent, considérer que la valeur de K n'est un facteur de correction que pour les taux de mortalité au-delà de 5 ou de 10 ans d'âge et que K ne peut pas être applicable au taux de mortalité de l'ensemble de la population.

On peut également utiliser K pour corriger les taux de mortalité par âge, ${}_5m_x$, qui ont été calculés. Cette procédure n'est cependant valable que si l'hypothèse selon laquelle la complétude de l'enregistrement des décès reste constante se confirme. On peut alors utiliser les valeurs corrigées de ${}_5m_x$, ainsi que les estimations de la mortalité juvénile obtenues par d'autres méthodes (voir le chapitre III), afin de construire une table de mortalité pour la population considérée. Dans la pratique, il est rare que cette table de mortalité soit construite directement à partir des valeurs corrigées de ${}_5m_x$, puisque les déclarations d'âge erronées rendent celles-ci trop peu fiables. Ces valeurs peuvent toutefois servir à ajuster un modèle de mortalité à partir duquel il est possible d'élaborer la table de mortalité sous sa forme définitive. Cette procédure est décrite plus en détail dans le chapitre VI.

4. Premier exemple détaillé

Cet exemple porte de nouveau sur la population féminine salvadorienne en 1961. Le nombre de décès féminins et l'effectif de la population féminine, classés par âge, ont déjà été donnés dans le tableau 124, à l'occasion de l'exemple détaillé précédent. Dans le cas présent, on a omis l'opération 1, puisqu'il n'est pas nécessaire à ce point de corriger les données du recensement en fonction de la date de celui-ci.

Opération 2 : effectif de la population à un âge exact. On obtient la valeur de $N(x)$, à savoir le nombre de personnes ayant exactement l'âge x, en calculant le nombre total des personnes dans deux groupes d'âge contigus et en le divisant par le nombre d'années couvertes par ces deux groupes d'âge (généralement 10). Dans le cas présent, $N(10)$, par exemple, est calculé comme suit :

$$N(10) = (190\,234 + 149\,538)/10 = 33\,977.2.$$

La colonne 2 du tableau 129 indique les valeurs obtenues pour toutes les valeurs de x jusqu'à 70 ans; il n'est pas possible de calculer une valeur pour 75 ans, puisque l'intervalle d'âge ouvert commence à cet âge.

Tableau 129

Données requises pour estimer la complétude de l'enregistrement des décès, population féminine adulte, El Salvador, 1961

Age x (1)	*Population d'âge exact x N(x) (2)*	*Population d'âge x et plus N(x+) (3)*	*Décès déclarés à partir de l'âge 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

Opération 3 : effectif de la population d'un âge égal ou supérieur à un âge exact. On calcule le nombre total de personnes d'âge x et plus, désigné par $N(x+)$ en cumulant les chiffres déclarés pour chaque groupe d'âge (donnés dans le tableau 124) à partir de l'âge x. Par exemple, $N(50+)$ est calculé comme suit :

$$N(50+) = (38\,616 + 26\,154 + 29\,273 + 14\,964 + 11\,205 + 16\,193) = 136\,405.$$

La colonne (3) du tableau 129 donne toutes les valeurs de $N(x+)$. Il faut rappeler que, dans la pratique, on calcule $N(x+)$ par un processus cumulatif orienté de haut en bas, en partant de l'âge le plus élevé et en ajoutant à chaque fois la population d'un nouveau groupe d'âge quinquennal jusqu'à ce que l'on arrive à $N(x+5)$, par exemple $N(50+) = N(55+) + {}_5N_{50}$.

Opération 4 : nombre des décès à partir d'un âge exact. On calcule $D(x+)$ exactement de la même manière que $N(x+)$. Ainsi,

$$D(50+) = (385 + 387 + 647 + 449 + 504 + 1\,360) = 3\,732,$$

soit le total des décès déclarés dans chaque groupe d'âge et indiqués dans le tableau 124. Il est important de rappeler également que, lorsqu'il s'agit de calculer $N(x+)$ et $D(x+)$, on ne tient pas compte du nombre de personnes déclarées comme étant d'âge inconnu. Mais comme ce nombre est généralement faible, il est peu probable que cette omission entraîne de graves distorsions.

Opération 5 : détermination des points définis par des taux partiels de mortalité et de natalité. A partir des valeurs obtenues par les opérations précédentes, on calcule les rapports $D(x+)/N(x+)$ et $N(x)/N(x+)$. Le tableau 130 donne la valeur de ces rapports. Pour calculer le taux partiel de natalité $N(x)/N(x+)$, il suffit de diviser les chiffres de la colonne (2) du tableau 129 par les chiffres correspondants de la colonne (3) du même tableau. Par exemple :

$$N(40)/N(40+) = 12\,987.8/239\,552 = 0.0542.$$

De même, pour calculer le taux partiel de mortalité $D(x+)/N(x+)$, il faut diviser les chiffres de la colonne (4) du tableau 129 par les chiffres correspondants de la colonne (3). Par exemple,

$$D(40+)/N(40+) = 4\,427/239\,552 = 0.0185.$$

Le tableau 130 donne les résultats de ces calculs pour d'autres âges et la figure 14 un graphique tracé à partir des points correspondants. Signalons que les valeurs de $D(x+)/N(x+)$ sont inscrites sur la coordonnée x (abscisse) et celles de $N(x)/N(x+)$ sur la coordonnée y (ordonnée). La même échelle a été utilisée sur les deux coordonnées, ce qui permet de vérifier plus facilement la linéarité des points obtenus.

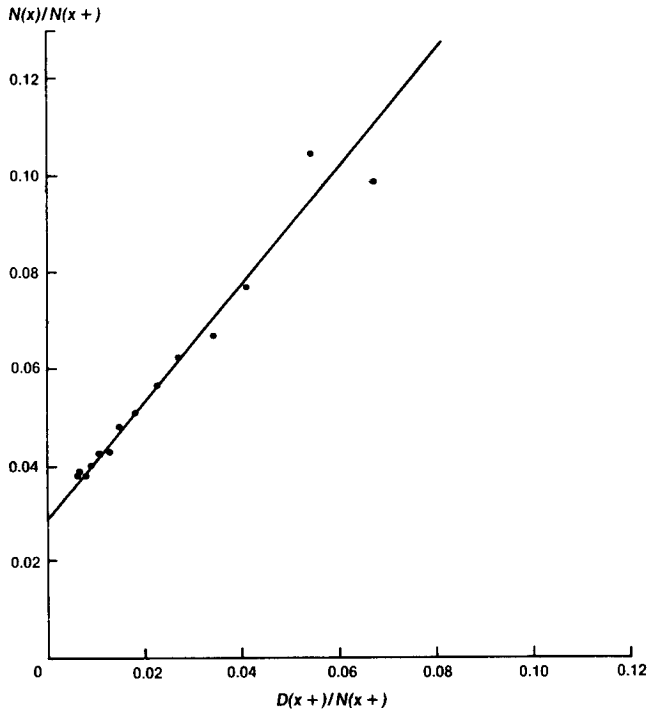
Tableau 130

TAUX PARTIELS DE MORTALITÉ ET DE NATALITÉ, POPULATION FÉMININE, EL SALVADOR, 1961

Age x (1)	*Taux partiel de mortalité* $D(x+)/N(x+)$ (2)	*Taux partiel de natalité* $N(x)/N(x+)$ (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

Il importe dès à présent d'examiner soigneusement la figure 14. Théoriquement, comme on l'a déjà expliqué dans l'introduction à l'exposé de cette méthode, les points devraient plus ou moins se situer le long d'une ligne droite. Mais, dans le cas de données empiriques, des écarts par rapport à la linéarité sont inévitables. Ces écarts peuvent être dus à des causes diverses et l'enquêteur doit envisager toutes celles qui lui semblent pertinentes. Dans le cas de la population féminine salvadorienne en 1961, les points indiquent un tracé nettement linéaire, bien que le dernier (70 ans d'âge) s'écarte très visiblement de la linéarité à laquelle les autres semblent se conformer. Quant à la disposition un peu étrange des trois premiers points, on la retrouve fréquemment quand on se sert de données empiriques, et elle est liée à des distorsions de la valeur de $N(x)$ dues à des déclarations d'âge erronées.

Figure 14. — Représentation graphique des taux partiels de natalité $N(x)/N(x+)$, en fonction des taux partiels de mortalité, $D(x+)/N(x+)$, population féminine, El Salvador, 1961



L'examen du graphique montre que les données dont on dispose sont loin d'être parfaites. Abstraction faite du manque possible de stabilité de la population considérée, il est indéniable que des erreurs ont été commises dans les déclarations d'âge. Toutefois, la linéarité relative du segment central du graphique justifie que l'on tente d'obtenir une estimation grossière de la complétude de l'enregistrement des décès. Ce paramètre est calculé lors de l'opération suivante.

Opération 6 : choix de la ligne la mieux ajustée. Quand on examine la disposition des points dans la figure 14, on constate que, à l'exception des deux derniers qui correspondent aux âges de 65 ans et plus et de 70 ans et plus, ils se situent tous plus ou moins le long d'une ligne droite. On trace donc une ligne droite qui passe au plus près des 12 autres points, allant de l'âge de 5 ans à l'âge de 60 ans. Les points sont séparés en deux groupes d'égale importance, l'un comprenant les points correspondant aux âges de 5 à 30 ans, l'autre ceux qui correspondent aux âges de 35 à 60. On calcule, pour chaque groupe, la moyenne des valeurs portées en abscisse et en ordonnée en faisant la somme des observations pour chacun des groupes et en divisant le total ainsi obtenu par le nombre d'observations dans chaque groupe. Ainsi, la moyenne du premier groupe des taux partiels de décès $D(x+)/N(x+)$, désignée par X_1, donne :

$$X_1 = (0.0064 + 0.0070 + 0.0082 + 0.0095 +$$

$$0.0111 + 0.0130)/6.0 = 0.0092.$$

Le tableau 131 indique les groupes et leurs moyennes.

Tableau 131

AJUSTEMENT D'UNE LIGNE DROITE PAR LA MÉTHODE DES MOYENNES DE GROUPE, POPULATION FÉMININE, EL SALVADOR, 1961

Age x (1)	*Taux partiel de mortalité* $D(x+)/N(x+)$ (2)	*Taux partiel de natalité* $N(x)/N(x+)$ (3)
	a) *Groupe 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
Moyenne	$X_1 = 0.0092$	$Y_1 = 0.0402$
	b) *Groupe 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
Moyenne	$X_2 = 0.0265$	$Y_2 = 0.0608$

Après avoir calculé les moyennes pour chaque groupe, on détermine l'inclinaison de la ligne ajustée en appliquant l'équation :

$$K = (Y_2 - Y_1)/(X_2 - X_1) = (0.0608 - 0.0402)/$$

$$(0.0265 - 0.0092) = 1.191.$$

La valeur de K implique que la complétude des registres de décès est égale à $C = 1{,}0/K = 0{,}840$, soit 84 p. 100, et, si l'on tient compte de la légère correction nécessitée par la différence entre la date du recensement et la mi-année (voir l'opération 2 à la sous-section B.4), l'estimation finale de la complétude donne $\hat{C} = 0{,}840/1{,}0044 = 0{,}836$. Une fois de plus, la correction nécessaire est si faible que, à toutes fins utiles, on peut la négliger.

A partir de l'estimation de K, on calcule comme suit la valeur correspondante du taux d'accroissement r :

$$r' = Y_1 - KX_1 = 0.0402 - 1.191(0.0092) = 0.0292.$$

On peut constater que ce taux d'accroissement est très proche de celui de 0,0287 obtenu dans la sous-section B.4 à partir des données du recensement.

Même si l'estimation de K que l'on vient d'obtenir est probablement la meilleure possible, on en calcule une autre, à titre d'exemple, par l'ajustement d'une ligne robuste. Cette opération doit servir à montrer que l'utilisation des moyennes compensées atténue l'influence exercée par les points extrêmes sur la valeur estimative de K.

Le tableau 132 montre comment on calcule les moyennes compensées. Toutes les valeurs observées ont été utilisées, mais trois d'entre elles ont été "taillées" à chaque extrémité de la tranche d'âge. On a indiqué dans la colonne (2) les poids, ou coefficients de pondération, appliqués pour chaque observation. Il faut noter que l'ensemble des données a été divisé en deux groupes d'importance égale et que les coefficients de pondération sont symétriques par rapport au centre. La ligne Total pondéré donne, à la colonne (2), le total des coefficients de pondération utilisés et, aux colonnes (3) et (4), le total des observations pondérées. Par exemple :

$$0.0602 = (0.25)(0.0064) + (0.50)(0.0070) + (0.75)(0.0082)$$

$$0.0095 + 0.0111 + 0.0130 + 0.0153,$$

et

$$0.2320 = (0.25)(0.0381) + (0.50)(0.0391) + (0.75)(0.0381)$$

$$+ 0.0401 + 0.0426 + 0.0434 + 0.0482.$$

Tableau 132

ESTIMATION D'UN FACTEUR D'AJUSTEMENT, K, PAR L'UTILISATION DE MOYENNES COMPENSÉES, POPULATION FÉMININE, EL SALVADOR, 1961

Age x (1)	*Coefficients de pondération* (2)	*Taux partiels de mortalité* $D(x+)/N(x+)$ (3)	*Taux partiels de natalité* (4)
	a) *Groupe 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 pondéré	5.50	0.0602	0.2320
Moyenne pondérée		$X_1^* = 0.0109$	$Y_1^* = 0.0422$
	b) *Groupe 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 pondéré	5.50	0.1778	0.3732
Moyenne pondérée		$X_2^* = 0.0323$	$Y_2^* = 0.0679$

Les totaux sont calculés exactement de la même manière pour le deuxième groupe. Ensuite, on obtient les moyennes en divisant le total des observations pondérées par le total des coefficients de pondération, c'est-à-dire les totaux figurant aux colonnes (3) et (4) par le total indiqué dans le colonne (2). Ainsi,

$$X_1^* = 0.0602/5.5 = 0.0109.$$

Les valeurs X^* et Y^* sont les moyennes compensées des observations groupées. A partir de ces valeurs, les estimations de K, C et r sont obtenues par calcul direct :

$$K^* = (Y_2^* - Y_1^*)/(X_2^* - X_1^*)$$

$$= (0.0679 - 0.0422)/(0.0323 - 0.0109) = 1.201;$$

$$C^* = 1.0/K^* = 0.0833;$$

$$r^* = Y_1^* - K^* X_1^* = 0.0422 - 1.201(0.0109) = 0.0291.$$

Il faut préciser que les estimations obtenues pour ces trois paramètres en utilisant les moyennes compensées sont très proches de celles que l'on a calculées précédemment par des méthodes simples. La valeur arrondie de C^* indique toujours que la complétude de l'enregistrement des décès parmi la population féminine salvadorienne d'âge adulte n'a été que de 83 p. 100 en 1961 (sans tenir compte, pour le moment, de la correction

Tableau 133

EFFECTIF DE LA POPULATION À DIFFÉRENTS ÂGES, NOMBRE DES DÉCÈS DÉCLARÉS ET TAUX PARTIELS DE NATALITÉ ET DE MORTALITÉ, POPULATION MASCULINE, ANDRA PRADESH, INDE, 1970-1971

Age x (1)	*Population d'âge exact x* $N(x)$ (2)	*Population d'âge x et plus* $N(x+)$ (3)	*Décès déclarés d'âge x et plus* $D(x+)$ (4)	*Taux partiel de natalité* $N(x)/N(x+)$ (5)	*Taux partiel de mortalité* $D(x+)/N(x+)$ (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

nécessitée par la date du recensement). La valeur de r^* est virtuellement la même que celle de r'. Il est intéressant de rappeler également que l'utilisation de la méthode Preston-Coale, décrite dans la sous-section B.3, a donné un taux estimatif de couverture de 0,825 avec un intervalle ouvert de 75+ et un taux d'accroissement estimatif de 0,0287, abstraction faite, ici encore, de la correction nécessitée par la date du recensement (voir la sous-section B.4, opération 4). On ne peut être que rassuré par la similitude de ces estimations.

Opération 7 : correction du taux de mortalité. Pour obtenir un taux de mortalité corrigé ou des taux de mortalité par âge corrigés, il suffit de multiplier les taux observés par x ou par K^*. Dans la mesure où la méthode d'estimation par l'utilisation de moyennes compensées est un peu plus robuste, c'est elle que l'on a choisie de préférence aux autres. Ainsi, dans le cas du taux de mortalité à 5 ans et plus,

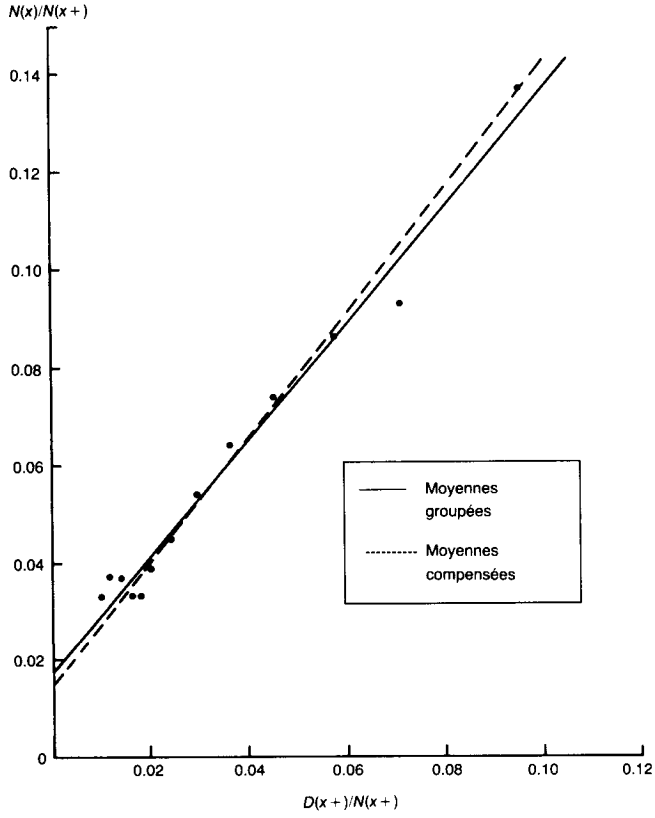
$$d(5+) = K^*[D(5+)/N(5+)] = 1.201(0.0064) = 0.0077.$$

5. DEUXIÈME EXEMPLE DÉTAILLÉ

L'Etat d'Andra Pradesh est un exemple intéressant de ce que donne la méthode de Brass de la balance de l'accroissement démographique quand les déclarations relatives à l'âge sont très incomplètes. Les données de base figurent déjà dans le tableau 127, les valeurs de $N(x)$, $N(x+)$, $D(x+)$, $N(x)/N(x+)$ et de $D(x+)/N(x+)$ dans le tableau 133. La figure 15 donne la représentation graphique de $N(x)/N(x+)$ et $D(x+)/N(x+)$.

Les cinq premiers points sont disposés en désordre et n'indiquent aucune tendance mais, à partir de l'âge de 30 ans, on discerne l'amorce d'une ligne droite, bien que si l'on excluait le dernier point, les observations se rapportant à la tranche d'âge allant de 30 à 60 ans semblent amorcer une ligne courbe. On peut faire passer une ligne droite par les points qui suivent 30 ans d'âge; la ligne, si elle est ajustée en fonction des moyennes de groupe, présente une inclinaison de 1,169 et une distance à l'origine de 0,0177, ce qui indique que les décès adultes ont été sous-enregistrés dans une proportion proche de 14 p. 100. Il reste qu'une ligne de ce type est très sensible à la position du dernier point, comme à l'exclusion des cinq premiers points; il pourrait donc s'agir d'un cas où l'utilisation de moyennes compensées pourrait parfaite-

Figure 15. — Représentation graphique des taux partiels de natalité, $N(x)/N(x+)$, en fonction des taux partiels de mortalité, $D(x+)/N(x+)$, population masculine, Andra Pradesh, Inde, 1970-1971



ment se justifier. Comme dans l'exemple précédent, si l'on se sert de tous les points disponibles, mais en appliquant des coefficients de pondération de 0,25 au premier et au dernier, de 0,50 au deuxième et à l'avant-dernier et de 0,75 au troisième et à l'antépénultième, on obtient une ligne droite assez différente, avec une inclinaison de 1,257 et une distance à l'origine de 0,0144; la ligne robuste indique donc un taux d'accroissement un peu plus faible et un sous-enregistrement de 20 p. 100 environ.

Des deux lignes, c'est probablement la ligne robuste qui devrait avoir la préférence, mais il ne faut pas trop se fier aux résultats de cette méthode quand les points reportés ne suivent pas de près une ligne droite. Une caractéristique qui ne ressort pas avec évidence de la figure 15 est l'exagération de l'âge déclaré au décès; avec ce genre de déclaration erronée, les points reportés sur le graphique devraient amorcer une courbe vers la droite, puisque les taux partiels de mortalité pour chaque âge devraient augmenter plus rapidement que les taux partiels de natalité. Il est vrai que les points se situant entre 30 et 60 paraissent se conformer à une disposition proche de ce schéma, mais les points qui correspondent à 65 ans et plus ne viennent pas confirmer la poursuite de cette tendance vers les âges les plus élevés. D'une façon générale, l'exagération de l'âge au moment du décès devrait se traduire par une surestimation de la complétude, puisque les points correspondant aux âges les plus élevés devraient tendre à réduire l'inclinaison de la ligne.

Pour conclure, il est difficile d'interpréter les résultats de la méthode de Brass dans ce cas précis. Il faut préciser en passant que, dans cette application, les résultats de la méthode de Brass sont assez différents de ceux que l'on a obtenus en appliquant celle de Preston-Coale, avec laquelle, dans la sous-section B.5, on a obtenu une estimation du taux de couverture de près de 90 p. 100 et un taux d'accroissement de 0,0183. Cet exemple devrait donc servir à mettre en garde contre une application systématique de telle ou telle méthode. Quand on applique la méthode de Brass, il est indispensable d'étudier avec soin la disposition des points reportés sur le graphique.

Chapitre VI

ÉTABLISSEMENT D'UNE TABLE LISSÉE DE MORTALITÉ À PARTIR D'UN ENSEMBLE DE PROBABILITÉS DE SURVIE

A. — Fondement des méthodes

1. NÉCESSITÉ DE LISSER ET DE COMPLÉTER LES ENSEMBLES DE PROBABILITÉS DE SURVIE

Plusieurs situations se présentent dans lesquelles on peut obtenir des estimations des probabilités de survie, $l(x)$, à partir de la table de mortalité, mais dans lesquelles on peut toujours juger souhaitable de lisser[1] ces estimations en se reportant à une table type de mortalité. Par exemple, on peut établir directement une table de mortalité en convertissant les valeurs observées ${}_nm_x$ en valeurs ${}_nq_x$ et, par conséquent, en valeurs de $l(x)$. Dans d'autres cas, les valeurs de $l(x)$ disponibles ne permettent peut-être pas d'élaborer une table de mortalité complète parce qu'une partie d'entre elles s'applique à l'enfance et d'autres à des âges adultes avancés (comme celles que l'on obtient à partir des données relatives à l'orphelinage maternel). Dans la situation qui se présente le plus souvent on doit pouvoir estimer les probabilités de survie des enfants à partir des renseignements concernant les enfants nés vivants et les enfants survivants (voir le chapitre III) et estimer les probabilités de survie des adultes à partir des renseignements concernant le veuvage ou la survie des parents (voir le chapitre IV), et les tranches d'âges couvertes par ces ensembles d'estimations ne correspondent pas nécessairement à la totalité de la tranche de 0-85 ans de la table de mortalité. Il se peut qu'en l'occurrence il soit nécessaire de recourir à un certain degré de lissage — et d'interpolation ou d'extrapolation — pour obtenir les valeurs de $l(x)$ manquantes.

Dans d'autres situations encore, on peut tenter de déterminer des ensembles complets de probabilités de survie, $l(x)$, à partir de la table de mortalité, en se reportant à des estimations de la mortalité infantile et aux probabilités conditionnelles de survie des adultes (telles que la probabilité de survie de l'âge A à l'âge B, $l(B)/l(A)$). En général, on obtient les probabilités conditionnelles à partir des données concernant le veuvage ou l'orphelinage (voir le chapitre IV) ou en utilisant une méthode quelconque de répartition des décès (voir le chapitre V). En l'occurrence, le problème qui se pose est celui de faire le rattachement des deux estimations réalisées indépendamment l'une de l'autre. Ici encore, on opère en général ce rattachement en se référant à une table type de mortalité.

Tableau 134
GUIDE SCHÉMATIQUE DU CHAPITRE VI

Section	*Sous-section et méthode*	*Genre de données requises*	*Paramètres estimatifs*
B. — Lissage et interpolation d'un ensemble incomplet de probabilités de survie		Un ensemble de valeurs de $l(x)$. Il peut s'agir de la fonction complète $l(x)$ pour x = 1, 5, 10, . . . , 80 ou un sous-ensemble de ces valeurs. Utiliser comme norme un ensemble fiable et complet de valeurs de $l(x)$.	Les paramètres α et β qui définissent la fonction $l(x)$ ajustée dans le système logit résultant de la norme choisie. Une table complète de mortalité.
C. — Rattachement des probabilités de survie des enfants aux probabilités conditionnelles de survie des adultes	C.2 Utilisation du système logit	Un ensemble de valeurs de $l(z)$, généralement pour les enfants. Un ensemble de probabilités conditionnelles de survie, du type $l(x)/l(y)$. Utiliser comme norme un ensemble fiable et complet de valeurs de $l(x)$.	Les paramètres α et β qui définissent la fonction $l(x)$ ajustée dans le système logit résultant de la norme choisie. Une table complète de mortalité.
	C.3 Utilisation des modèles Coale-Demeny	Un ensemble de valeurs de $l(z)$, généralement pour les enfants. Un ensemble de probabilités conditionnelles de survie, du type $l(x)/l(y)$.	Une table complète de mortalité.

2. DISPOSITION DU CHAPITRE

Le présent chapitre traite, pour l'essentiel, des méthodes d'établissement de tables complètes de mortalité à partir de renseignements partiels concernant les probabilités de survie. On distingue entre deux types de méthodes : celles

1 Les termes "lisser" et "lissage" employés dans le présent *Manuel* dans leur acception la plus générale se rapportent aux procédures qui servent à éliminer ou à atténuer au maximum les irrégularités souvent présentes dans les données fournies ou dans les estimations préliminaires établies à partir d'elles. Dans ce sens, l'ensemble des techniques de lissage possibles comporte une grande variété de procédures différentes, qui vont de l'ajustement de modèles au simple calcul de moyennes. Les techniques de lissage généralement appliquées aux répartitions ou compositions par âge et aux taux observés de mortalité par âge s'inscrivent dans cet ensemble, mais elles ne sont pas les seules. Les procédures relativement grossières exposées dans le présent *Manuel* sont nécessaires dans la mesure où les données de base disponibles sont à la fois peu sûres et incomplètes.

qui reposent sur le lissage et l'interpolation des valeurs de $l(x)$ et celles qui, tout en incorporant un certain élément de lissage et en reposant sur l'interpolation, permettent d'opérer le rattachement des probabilités directes ou inconditionnelles de survie, $l(x)$, aux probabilités conditionnelles, c'est-à-dire les rapports des valeurs de $l(x)$. Les sections consacrées à chaque type de méthodes se présentent comme suit :

Section B. — Lissage et interpolation d'un ensemble incomplet de probabilités de survie. Dans cette section, on expose une méthode de lissage et d'interpolation fondée sur l'utilisation du système logit de table de mortalité. Les données requises consistent en un ensemble d'estimations des probabilités de survie, $l(x)$.

Section C. — Rattachement des probabilités de survie des enfants aux probabilités conditionnelles de survie des adultes. Dans cette section, on expose deux méthodes de rattachement, fondées respectivement sur l'utilisation du système logit de table de mortalité et sur les tables de mortalité de Coale-Demeny. Pour l'une comme pour l'autre, il faut disposer d'un ensemble de probabilités de survie des enfants, $l(z)$, et d'un ensemble de probabilités conditionnelles de survies sous la forme du rapport $l(x)/l(y)$. Pour plus de détails, se reporter au tableau 134.

B. — Lissage et interpolation d'un ensemble incomplet de probabilités de survie

1. Base et principe de la méthode

La technique la plus simple de lissage et d'interpolation à l'intérieur d'une séquence de valeurs de $l(x)$ est peut-être fournie par le système logit qui est exposé dans la section B.4 du chapitre premier. Dans la mesure où toutes les fonctions de la table de mortalité qui appartiennent au même système logit sont liées de manière linéaire sur l'échelle logit, une manière de lisser les valeurs observées de $l(x)$ pourrait consister à représenter graphiquement leurs transformations logit en fonction de celles de telle ou telle table de mortalité servant de norme. Si la table de mortalité ainsi estimée ne concorde pas avec le système logit résultant de cette table normative, les points correspondant aux valeurs observées doivent alors former une ligne relativement droite avec une inclinaison β et une distance à l'origine α; on peut alors utiliser n'importe quelle méthode d'ajustement de la ligne pour estimer les valeurs réelles de ces paramètres. Par contre, si les points s'écartent du tracé d'une ligne droite, il devient plus difficile de choisir la ligne la mieux ajustée. Quand les écarts observés par rapport à la linéarité présentent un caractère systématique, par exemple quand ils deviennent plus marqués à mesure que l'âge augmente ou diminue, ou quand le tracé du graphique est nettement incurvé, il faut envisager d'utiliser une autre table normative. Par contre, quand les écarts par rapport à la linéarité semblent être de nature aléatoire, il peut devenir nécessaire de supprimer certains des points avant de faire passer une ligne droite au plus près des points restants. En l'occurrence, il n'est pas recommandé d'utiliser certaines techniques d'ajustement (telles que la régression) qui présupposent une certaine homogénéité parmi les erreurs qui faussent les données, parce que les erreurs en question présentent probablement des variances différentes selon les points, et que les données disponibles ne permettent généralement pas d'estimer ces variances. C'est pourquoi quand la linéarité est approximative, dans l'ensemble, et quand les distorsions sont surtout dues à des erreurs, la procédure probablement la plus recommandable consiste à utiliser des techniques d'ajustement relativement grossières (comme celles qui sont décrites au chapitre V, sous-section C.3), associées à une sélection judicieuse des points les plus sûrs.

Quand on applique cette méthode de lissage, il est très important de choisir une norme appropriée, car c'est seulement quand la structure de la mortalité apparente dans la table normative est semblable à celle qu'implique la fonction $l(x)$ observée, que la relation linéaire devient évidente sur l'échelle logit. Les ensembles de tables types de mortalité sont les sources les plus courantes de tables normatives. L'utilisation de la table normative générale que propose Brass[2] reste une solution qu'il ne faut pas négliger (voir le chapitre Ier, tableau 2), de même que les quatre groupes de tables de mortalité Coale-Demeny[3] (voir l'annexe XI) et les schémas types élaborés par l'ONU à l'intention des pays en développement[4] (voir le chapitre Ier, sous-section B.5). Quand on emploie ces modèles, il est bon de se rappeler que la table normative générale est organisée selon le même schéma que la table type du groupe Ouest de l'ensemble Coale-Demeny et que les transformations logit des tables de mortalité à différents niveaux à l'intérieur du même groupe de modèles Coale-Demeny ont entre elles des rapports approximativement linéaires, mais que la linéarité disparaît quand on compare les transformations logit des tables de mortalité appartenant à des groupes différents.

2. Données requises

Les données requises pour appliquer cette méthode sont les suivantes :

a) Un ensemble de valeurs de $l(x)$, estimées soit directement à partir des données observées soit en utilisant une quelconque des procédures décrites dans le présent *Manuel*. Il suffit de disposer de valeurs pour des intervalles quinquennaux (5, 10, 15, 20 et ainsi de suite), mais il n'est pas indispensable de couvrir tous les intervalles de 0 à 80 ou 85.

b) Une table de mortalité servant de norme qui peut être soit un des modèles de Coale-Demeny, soit un de ceux des Nations Unies pour les pays en développement, soit encore la table normative générale de Brass ou toute autre table de mortalité fiable dont on estime qu'elle suit d'assez près la structure de la mortalité dans la population considérée.

[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 et Paul Demeny, *Regional Model Life Tables and Stable Populations* (Princeton, New Jersey, Princeton University Press, 1966).

[4] *Model Life Tables for Developing Countries* (Publication des Nations Unies, n° de vente : E.81.XIII.7).

3. Procédé de calcul

Les différentes phases du calcul à réaliser sont exposées ci-après.

Opération 1 : calcul de la transformation logit des estimations des probabilités de survie. Si l'on désigne par $\lambda(x)$ la transformation logit des probabilités de survie, $l(x)$, on obtient

$$\lambda(x)=\text{logit}(1.0-l(x))=0.5\ \ln(1.0-l(x))/l(x)). \quad \text{(B.1)}$$

Opération 2 : représentation graphique de la transformation logit de la table de mortalité estimative en fonction de la transformation logit de la table normative. Il s'agit de représenter graphiquement les transformations logit des valeurs $l(x)$ pour la table de mortalité de la population considérée en fonction de celles de la table servant de norme. Si la relation est linéaire (ou approximativement linéaire, sans écarts systématiques apparents), il est alors possible d'estimer les valeurs des paramètres α et β. Par contre, si l'on constate des écarts systématiques marqués, il faut utiliser une autre table normative, bien que les écarts par rapport à la linéarité s'expliquent parfois plus par des erreurs dans les valeurs $l(x)$ observées que par le choix d'une norme mal adaptée.

Opération 3 : estimation des valeurs des paramètres. Si le graphique obtenu par l'opération 2 fait apparaître une relation presque linéaire, on peut alors passer à l'estimation des valeurs des paramètres α et β, le terme constant et l'inclinaison de la ligne qui représente cette relation; on peut, pour ce faire, utiliser n'importe quelle procédure d'ajustement, soit celle des moindres carrés, soit une des procédures décrites au chapitre V, section C.3. Si l'on considère que certains groupes de valeurs $l(x)$ sont plus fiables que d'autres, il ne faut utiliser que ces valeurs pour l'ajustement de la ligne, ainsi qu'il est expliqué dans l'ensemble détaillé que l'on trouvera par la suite.

Opération 4 : calcul des valeurs d'une table lissée de mortalité. Quand on dispose des valeurs estimatives des paramètres α et β, on obtient comme suit les valeurs $l^*(x)$ de la table lissée de mortalité :

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

où $\lambda_s(x)$ désigne la transformation logit de la table de mortalité normative à l'âge x. Il faut préciser que $l(0)$ et $l(\omega)$, où ω désigne l'âge le plus élevé qu'il soit possible d'atteindre, ne peuvent être calculés par l'équation (B.2); on pose alors que la racine de la table de mortalité, $l(0)$, est égale à un, et que $l(\omega)$ est égal à zéro.

Tableau 135

PROBABILITÉS DE SURVIE DES ENFANTS DE SEXE FÉMININ, ESTIMÉES AVEC LES COEFFICIENTS DE TRUSSELL, LES DONNÉES ÉTANT CLASSÉES PAR ÂGE ET EN FONCTION DE LA DURÉE DU MARIAGE DE LA MÈRE, PANAMA, 1976

	Estimations calculées sur la base de données classées selon :					
	la durée			*l'âge*		
Age z (1)	*Probabilité de survie des enfants l(z) (2)*	*Niveau Ouest (3)*	*Date de référence (4)*	*Probabilité de survie des enfants l(z) (5)*	*Niveau Ouest (6)*	*Date de référence (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

4. Exemple détaillé

Dans cet exemple, on a pris le cas de la mortalité féminine au Panama. Dans les chapitres III et IV, on s'est servi des données fournies par l'enquête démographique réalisée au Panama pour 1976 pour estimer la fonction de survie parmi les enfants et les adultes de sexe féminin. Le tableau 135 donne les estimations des valeurs $l(z)$ pour les enfants du sexe féminin obtenues à la fois à partir de données classées en fonction de l'âge de la mère (voir le chapitre III, sous-section B.3) et de données classées en fonction de la durée du premier mariage de la mère (voir le chapitre III, sous-section C.3). Avec chacune des valeurs de $l(z)$ données dans le tableau 135, on a indiqué le niveau de mortalité qu'elle implique dans les tables de mortalité du groupe Ouest de Coale-Demeny, ainsi que la période de référence, estimés l'un et l'autre de la manière décrite au chapitre III.

Le tableau 136 donne un ensemble de valeurs de $l(x)$ pour la population féminine, estimées à partir des données relatives à l'état de veuvage des enquêtés masculins classées en fonction de la durée du mariage. Ici encore, on

Tableau 136

PROBABILITÉS DE SURVIE DE LA POPULATION FÉMININE, ESTIMÉES À PARTIR DES DONNÉES RELATIVES À L'ÉTAT DE VEUVAGE DES ENQUÊTÉS DE SEXE MASCULIN CLASSÉES EN FONCTION DE LA DURÉE DU MARIAGE, PANAMA, 1976

Age x (1)	*Probabilités de survie l(x) (2)*	*Niveau de mortalité, modèles Ouest (3)*	*Date de référence (4)*
20	0.9365	20.2	1975.6
25	0.9160	19.6	1973.3
30	0.8955	19.2	1971.1
35	0.8744	18.9	1968.9
40	0.8491	18.6	1967.0

a indiqué, avec chacune des estimations, le niveau de mortalité qu'elle implique dans les tables types du groupe Ouest, ainsi que la période de référence (voir le chapitre IV, sous-section C.3, *c*, iii). Comme les tableaux le montrent, les deux ensembles d'estimations, qui concernent respectivement les enfants et les adultes, ne portent que sur la tranche d'âge allant de 2 à 40 ans. En outre, comme les différentes estimations se rapportent à des périodes différentes, il est évident que, pour une période donnée, allant de 1970 à 1975, par exemple, on ne dispose pas d'un ensemble complet d'estimations de $l(x)$ pour toute cette fourchette d'âges. Par conséquent, si l'on veut construire, à partir de ces renseignements partiels concernant les probabilités de survie, une table de mortalité complète portant sur le passé récent, il est nécessaire d'utiliser la procédure décrite dans la présente section.

Les différentes opérations du calcul sont les suivantes :

Opération 1 : calcul de la transformation logit des estimations des probabilités de survie. On applique l'équation (B.1) pour calculer la transformation logit de chacune des probabilités de survie, $l(x)$, indiquée dans les tableaux 135 et 136. Les valeurs $\lambda(x)$ ainsi obtenues sont indiquées dans le tableau 137. A titre d'indication, voici comment on calcule la transformation logit de λ (30) :

$$\lambda(30) = \text{logit}(1.0 - 0.8955) = 0.5 \ln((1.0 - 0.8955)/0.8955)$$
$$= 0.5 \ln(0.1167) = -1.0741.$$

Dans la colonne 2 du tableau 137, on donne les transformations logit des probabilités $l_s(x)$ correspondant à la table normative employée. Dans ce cas, on a choisi la table normative générale en considérant qu'elle correspondait assez fidèlement aux caractéristiques de la mortalité parmi la population considérée; par conséquent, les valeurs de $\lambda_s(x)$ que donne le tableau 137 ont été reprises du tableau 2 (chapitre Ier).

Opération 2 : représentation graphique de la transformation logit de la table de mortalité en fonction de la transformation logit de la table normative. On porte sur le diagramme, comme il est indiqué dans la figure 16, les points définis par chaque paire de valeurs $[\lambda_s(x), \lambda(x)]$. Il faut rappeler que, en raison de la nature des données utilisées pour calculer les différentes estimations de $l(x)$, le diagramme présente au moins trois ensembles différents de points. Ceux qui correspondent aux deux ensembles d'estimations de la mortalité juvénile sont généralement groupés vers la partie inférieure gauche du diagramme. Ils sont comparables, mais on ne retrouve pas le degré de coïncidence qui serait souhaitable entre un ensemble et l'autre. En particulier, les points écartés sont ceux qui sont associés à l'estimation de $l(2)$ obtenue à partir des données classées en fonction de la durée et à l'estimation de $l(x)$ pour les âges compris entre 15 et 20 ans [même le point associé avec l'estimation $l(10)$ obtenue à partir des données relatives à l'âge s'écarte quelque peu des autres points]. Par contre, les estimations obtenues à partir des données relatives à l'état de veuvage sont regroupées dans la partie supérieure droite du diagramme. Elles suivent un tracé relativement linéaire, mais il faudra omettre le point correspondant à $l(20)$ et, peut-être aussi, celui qui correspond à $l(25)$ pour que ces estimations puissent être considérées comme la continuation d'une ligne droite définie par les points qui représentent les estimations calculées d'après les probabilités de survie des enfants.

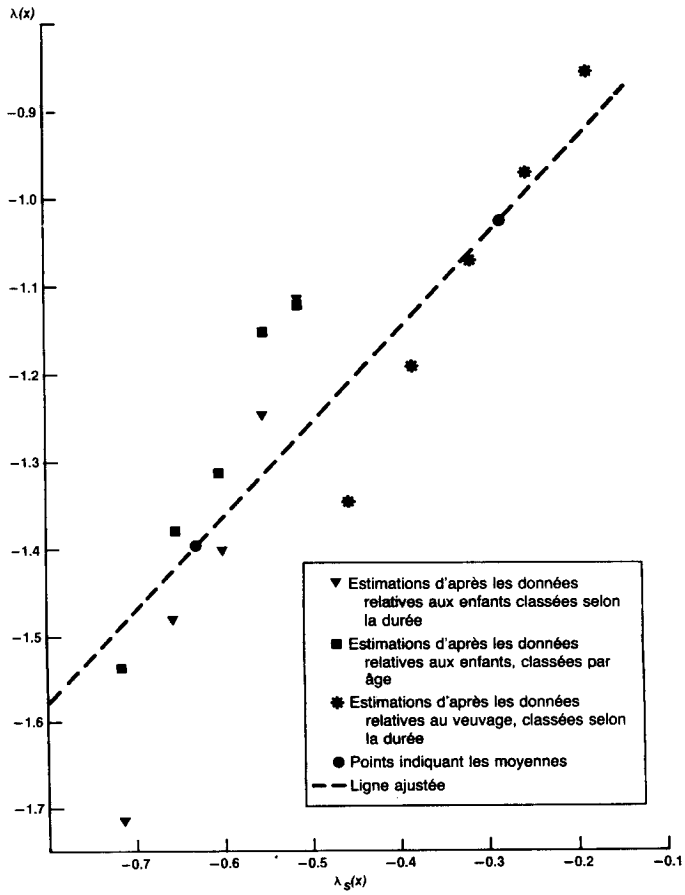
Tableau 137

TRANSFORMATION LOGIT DES PROBABILITÉS ESTIMATIVES DE SURVIE ET DES PROBABILITÉS DE SURVIE SELON LA TABLE NORMATIVE, PANAMA, 1976

Age x (1)	*Table normative générale* $\lambda_s(x)$ (2)	*Estimation calculée en fonction des données relatives à la durée* $\lambda(x)$ (3)	*Estimation calculée en fonction des données relatives à l'âge* $\lambda(x)$ (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] Valeurs utilisées pour la procédure d'ajustement.

Figure 16. — Représentation graphique de la transformation logit des probabilités estimatives de survie de la population féminine, $l(x)$, en fonction de celles qu'indique la table normative générale, Panama, 1976



Une évaluation rapide des niveaux de mortalité indiqués par les tables types du groupe Ouest liés à chacune des estimations et de leurs dates de référence respectives, montre que, dans le cas des estimations relatives à l'enfance, la plupart des points qui s'écartent de la ligne sont liés à des périodes antérieures à 1970 ou postérieures à 1975 et qu'ils correspondent généralement à des niveaux de mortalité (dans l'ensemble des tables types Coale-Demeny) nettement inférieurs ou supérieurs aux autres. Dans le cas des estimations calculées d'après les données relatives au veuvage, les points qui se situent à l'écart correspondent aux dates les plus récentes et à des niveaux de mortalité relativement élevés. En partant de ces observations, on peut dire que les points indiqués par un renvoi à la note a du tableau 137 sont les indicateurs les plus fiables de la mortalité juvénile et adulte pendant la période qui va approximativement de 1969 à 1975.

Opération 3 : estimation des valeurs des paramètres. Une fois choisis les ensembles les plus fiables de points qui représentent les probabilités de survie des enfants et des adultes, on trace une ligne qui les approche au plus près en utilisant des moyennes d'ensemble (voir le chapitre V, sous-section 3). Les moyennes doivent être calculées pour servir à la fois aux transformations logit des probabilités estimatives de survie et pour celles de la table normative. Si l'on désigne les moyennes des premières valeurs par $\theta_s(2, 3, 3, 5, 5, 10)$ et celles des dernières par $\theta_s(2, 3, 3, 5, 5, 10)$ et $\theta_s(25, 30, 35, 40)$, la ligne qui passe par les points définis par ces valeurs moyennes satisfait aux deux équations suivantes :

$$\theta(2, 3, 3, 5, 5, 10) = \alpha + \beta\,\theta_s(2, 3, 3, 5, 5, 10), \quad \text{(B.3)}$$

et

$$\theta(25, 30, 35, 40) = \alpha + \beta\,\theta_s(25, 30, 35, 40). \quad \text{(B.4)}$$

Par conséquent, on obtient une estimation du paramètre β par la formule suivante :

$$\beta^* = \frac{\theta(2, 3, 3, 5, 5, 10) - \theta(25, 30, 35, 40)}{\theta_s(2, 3, 3, 5, 5, 10) - \theta_s(25, 30, 35, 40)}$$

$$= \frac{-1.3930 + 1.0257}{-0.6297 + 0.2823} = \frac{-0.3673}{-0.3474} = 1.0573, \quad \text{(B.5)}$$

et une estimation du paramètre α en remplaçant comme suit la valeur estimative de β dans l'équation (B.3) ou dans l'équation (B.4) :

$$\alpha^* = \theta(2, 3, 3, 5, 5, 10) - \beta^*\,\theta_s(2, 3, 3, 5, 5, 10)$$

$$= -1.3930 - [(1.0573)(-0.6297)] = -0.7272,$$

et

$$\alpha^* = \theta(25, 30, 35, 40) - \beta^*\,\theta_s(25, 30, 35, 40)$$

$$= -1.0257 - [(1.0573)(-0.2823)] = -0.7272.$$

Opération 4 : calcul des valeurs lissées d'une table de mortalité. Une fois calculées les meilleures estimations possibles des paramètres α et β, on peut obtenir l'ensemble complet des probabilités estimatives lissées de survie de la table de mortalité, $l^*(x)$, figurant dans la colonne (3) du tableau 138, en appliquant l'équation (B.2). Par exemple, on calcule $l^*(20)$ comme suit :

$$l^*(20) = \frac{1.0}{1.0 + \exp\,(2(-0.7272) + 2(1.0573)(-0.4551))}$$

$$= 0.918.$$

Il convient de préciser que cette opération ne présente pas toujours une grande robustesse par rapport aux différents choix de groupes lors du tracé de la ligne entre les points logit. Par exemple, si au lieu de choisir, comme point représentatif de la mortalité juvénile, la moyenne des points associés avec les valeurs $l(2)$, $l(3)$ et $l(5)$, déterminées à partir des données classées par âge, et avec les valeurs $l(3)$, $l(5)$ et $l(10)$, déterminées à partir des données classées selon la durée, on avait utilisé seulement la moyenne des trois estimations calculées d'après les données classées selon la durée, la valeur estimative de β^* aurait été 1,0934 au lieu de la valeur précédente 1,0573. De même, la valeur estimative de α^* aurait été légèrement plus élevée avec $-0,7170$. Par conséquent, et sauf quand on est presque certain que c'est un groupe bien précis qui est correct, il faut essayer d'autres combinaisons de façon à évaluer la sensibilité de la table de vie définitive aux différents choix possibles. Dans ce cas, toutefois, la plupart des choix raisonnables aboutissent à des tables de mortalité relativement semblables.

Tableau 138

ESTIMATIONS DES PROBABILITÉS LISSÉES DE SURVIE D'UNE TABLE DE MORTALITÉ, OBTENUES PAR DIFFÉRENTES MÉTHODES DE LISSAGE ET DE RATTACHEMENT, POPULATION FÉMININE, PANAMA, 1976

Âge x (1)	Table normative générale $\lambda_s(x)$ (2)	Probabilités estimatives lissées de survie, $l^*(x)$		
		Méthode de lissage et d'interpolation (3)	Méthodes de rattachement	
			Système logit (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	0.927	0.923
30	−0.3150	0.893	0.913	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. — Rattachement des probabilités de survie des enfants aux probabilités conditionnelles de survie des adultes

1. Base et principe de la méthode

Comme on l'a déjà souligné au chapitre IV, les données relatives à l'orphelinage et au veuvage ne représentent vraiment que la mortalité effective parmi la population

adulte. Par conséquent, on devrait pouvoir obtenir des estimations plus fiables des probabilités conditionnelles de survie [par exemple, $l(35)/l(20)$] que des probabilités inconditionnelles, soit $l(x)$. Il reste que l'on est le plus souvent intéressé par les probabilités inconditionnelles, puisqu'elles servent à définir une table de mortalité classique. Il est donc utile de disposer d'une procédure quelconque pour rattacher les probabilités conditionnelles de survie des adultes, sous la forme $l(x)/l(y)$, à d'autres renseignements concernant la fonction de survie, en particulier parmi les enfants. Non seulement une telle procédure rendrait possible l'établissement d'une table complète de mortalité, mais elle comporterait aussi un certain élément de lissage applicable à l'ensemble des estimations disponibles des probabilités de survie.

Si l'on dispose d'un certain nombre de probabilités de survie du type $l(x)/l(y)$ pour différentes valeurs de x, mais pour une seule valeur de y, il suffit, pour obtenir des estimations de $l(x)$, d'avoir une estimation de $l(y)$. On peut alors coupler les renseignements concernant la survie des enfants — par exemple, une estimation de la probabilité de survie de la naissance à deux ans d'âge, $l(2)$ — et un système de tables types de mortalité pour obtenir une valeur de $l(y)$ que l'on peut ensuite multiplier par les probabilités de survie des adultes pour obtenir $l(x)$. Le système logit offre une base commode pour l'application d'une telle méthode; on trouvera plus loin l'exposé d'un processus itératif qui comporte également un élément puissant de lissage. On trouvera également la description d'un autre procédé possible, fondé sur l'utilisation des tables types de mortalité Coale-Demeny (voir la sous-section C.3).

2. Méthode de rattachement fondée sur le système logit de table de mortalité

a) *Données requises*

Pour appliquer la première méthode de rattachement proposée, celle qui implique l'utilisation d'un système logit de table de mortalité, il faut disposer des données ci-après :

a) Des probabilités conditionnelles de survie des adultes, présentées en général sous la forme de rapports $l(x)/l(y)$ estimés à partir de l'orphelinage ou du veuvage, selon les méthodes décrites au chapitre IV;

b) Une estimation de la survie juvénile. On peut estimer les probabilités de survie $l(z)$ pour l'enfance en utilisant les méthodes exposées au chapitre III;

c) Une table de mortalité servant de norme. On peut utiliser aussi bien la table normative générale, un des modèles Coale-Demeny ou l'un des nouveaux modèles de l'ONU, ou encore toute autre table de mortalité fiable dont on estime qu'elle donne une image assez exacte de la mortalité parmi la population considérée.

b) *Procédé de calcul*

Dans le cas du système logit de table de mortalité à deux paramètres, n'importe quelle paire de probabilités de survie, l'une estimée à partir de la naissance, l'autre conditionnelle et dépendant de la possibilité d'atteindre un âge donné, déterminent des valeurs uniques des paramètres α et β qui définissent une table de mortalité appartenant au système. Toutefois, dans la mesure où une des probabilités est conditionnelle, on doit estimer les valeurs de ces paramètres par des méthodes itératives, puisqu'il n'existe aucune possibilité de le faire algébriquement. La méthode qui est exposée ici offre un moyen de déterminer des valeurs satisfaisantes de α et β quand on dispose d'un certain nombre de probabilités conditionnelles de survie, qui se réfèrent toutes à la même population, sans avoir à calculer les valeurs des paramètres pour chacune d'entre elles, ce qui serait long et fastidieux quand on ne dispose pas d'un ordinateur. Les différentes opérations du calcul sont exposées ci-après :

Opération 1 : estimation initiale du paramètre α. Etant donné une estimation de $l(z)$ pour des enfants, par exemple $l(2)$ ou la moyenne des estimations relatives à un groupe, on calcule l'estimation initiale du paramètre α par la formule suivante :

$$\alpha_1 = \lambda(z) - \lambda_s(z)$$

en supposant que $\beta_1 = 1.0$.

Opération 2 : estimation initiale de la probabilité de survie utilisée comme dénominateur. Etant donné la valeur de α_1 estimée lors de l'opération 1 et en supposant toujours que $\beta_1 = 1{,}0$, on obtient une première estimation de cette probabilité de survie, $l(y)$, désignée par $l_1(y)$, par la résolution de l'équation (B.2) :

$$l_1(y) = (1.0 + \exp(2\alpha_1 + 2\lambda_s(y)))^{-1}.$$

Opération 3 : estimations initiales des probabilités de survie à la naissance. On utilise maintenant la valeur initiale approximative de $l(y)$, $l_1(y)$, pour calculer les estimations initiales des probabilités de survie à la naissance $l(x)$, pour chacune des valeurs de x, à partir des rapports observés $l(x)/l(y)$:

$$l_1(x) = \frac{l(x)}{l(y)} l_1(y). \qquad \text{(C.1)}$$

Opération 4 : estimation modifiée du paramètre β. Si l'on désigne par $\lambda_1(x)$ la transformation logit de $l_1(x)$, chaque couple de points $[\lambda_s(z), \lambda(z)]$ et $[\lambda_s(x), \lambda_1(x)]$ détermine les paramètres α et β par rapport à la table normative utilisée. L'intérêt se porte maintenant, pour l'essentiel, sur le paramètre β, que l'on peut estimer comme suit :

$$\beta_2(x) = \frac{(\lambda(x) - \lambda(z))}{(\lambda_s(x) - \lambda_s(z))}. \qquad \text{(C.2)}$$

On peut alors obtenir une estimation unique de β_2 en faisant la moyenne des valeurs $\beta_2(x)$. Il arrive fréquemment que les valeurs de $\beta_2(x)$ varient fortement en fonction de (x), et on peut en être conduit à décider que l'on obtiendrait l'estimation la plus sûre de β_2 en faisant la moyenne des valeurs de $\beta_2(x)$ après avoir exclu les points pour les-

quels les écarts sont les plus forts, notamment les valeurs les plus élevées et les plus basses.

Opération 5 : deuxième estimation du paramètre α. On obtient une deuxième estimation de α, désignée par α_2, en répétant l'opération 1, mais en utilisant l'estimation de β_2 calculée par l'opération 4 au lieu de la première valeur supposée de $\beta_1 = 1.0$. De cette façon,

$$\alpha_2 = \lambda(z) - \beta_2 \lambda_s(z). \qquad \text{(C.3)}$$

Opération 6 : deuxième estimation de la probabilité de survie utilisée comme dénominateur. On utilise maintenant la nouvelle valeur de α, désigné par α_2, et la deuxième valeur approximative de β, désignée par β_2, pour obtenir une valeur révisée de $l(y)$, désignée par $l_2(y)$, en opérant comme suit:

$$l_2(y) = (1.0 + \exp(2\alpha_2 + 2\beta_2 \lambda_s(y)))^{-1}. \qquad \text{(C.4)}$$

Opérations 7 et suivantes : nouvelles itérations. On continue le processus itératif en répétant l'opération 3 pour obtenir un deuxième ensemble d'estimations de $l(x)$, puis en répétant l'opération 4 pour trouver une estimation révisée de β, puis en procédant à une nouvelle estimation de la valeur de α obtenue par l'opération 5 et de celle de $l(y)$ obtenue par l'opération 6, à partir des nouvelles valeurs de α et β et ainsi de suite, jusqu'à ce que les deux ou trois premières décimales de la valeur estimative de β ne changent plus au cours du processus itératif. Cette valeur constante de β, désignée par β^*, et la valeur de α^* qu'elle implique [calculée par la résolution de l'équation (C.3)] sont dès lors considérées comme les meilleures estimations possibles des paramètres définissant une table de mortalité qui soit cohérente avec données dont on dispose quant aux probabilités de survie dans le cadre du système logit utilisé.

Avec la pratique, le processus itératif ne prend pas longtemps : en général, trois ou quatre itérations suffisent pour que les estimations de β convergent vers une valeur unique. On peut également prendre un petit raccourci puisque β^*, l'estimation constante de β, se trouve placée toujours plus loin, généralement à moitié plus loin environ, de la première valeur supposée de 1.0 que la première estimation obtenue. Ainsi, en tant qu'approximation,

$$\beta_3 = 1.5\beta_2 - 0.5. \qquad \text{(C.5)}$$

De cette façon, au lieu de remplacer β_1 par β_2 lors de l'opération 5, on réalise plus rapidement la convergence en passant directement à β_3. Mais après celui-ci, aucun autre raccourci n'est possible.

c) *Exemple détaillé*

Le tableau 139 indique les probabilités conditionnelles de survie pour la population féminine panaméenne, déterminées à partir des données relatives au veuvage des enquêtés masculins classés par âge (voir le chapitre IV, sous-section B.3, *b*, iii). Etant donné les estimations de la mortalité infantile classées par âge que donne le tableau 135, la manière de construire une table complète de mortalité est expliquée dans les paragraphes suivants.

Tableau 139

PROBABILITÉS CONDITIONNELLES ESTIMATIVES DE SURVIE, $l(x)$, PARMI LA POPULATION FÉMININE, ET NIVEAUX CORRESPONDANTS DE MORTALITÉ DANS LE GROUPE OUEST DE TABLES TYPES DE MORTALITÉ, PANAMA, 1976

Age x (1)	*Probabilités de survie l(x)/l(20) (2)*	*Niveau de mortalité, groupe Ouest de tables types (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

Opération 1 : estimation initiale du paramètre α. Une fois encore la table de mortalité servant de norme est la table normative générale que l'on a présentée au chapitre Ier, tableau 2. Par une première itération, on obtient une estimation de α_1 en partant de l'hypothèse que $\beta_1 = 1{,}0$. Si l'on suppose que les estimations de $l(2)$, $l(3)$ et l(5) sont raisonnablement précises, on peut alors estimer α_1 comme suit:

$$\alpha_1 = \theta(2, 3, 5) - \theta_s(2, 3, 5)$$

$$= -1.4105 + 0.6573 = -0.7532$$

où $\theta(2, 3, 5)$ désigne, comme d'habitude, la moyenne de la transformation logit de $l(2)$, $l(3)$ et $l(5)$, c'est-à-dire, dans le cas présent, la moyenne de $\lambda(2)$, $\lambda(3)$ et $\lambda(5)$.

Opération 2 : estimation initiale de la probabilité de survie utilisée comme dénominateur. Dans ce cas, les rapports de survie utilisés présentent comme dénominateur la valeur de $l(20)$, de telle sorte que $y = 20$. On obtient une première estimation de $l(20)$ en posant $\beta_1 = 1{,}0$ et en utilisant l'estimation de α_1 donnée par l'opération 1 :

$$l_1(20) = (1.0 + \exp(2(-0.7532) + 2(-0.4551)))^{-1}$$

$$= 0.9181.$$

Opération 3 : estimations initiales des probabilités de survie à la naissance. Chacune des valeurs de $l(x)/l(20)$ est multipliée par $l_1(20)$ de façon à obtenir les premières estimations de $l(x)$. On trouvera dans le tableau 140 les résultats de ces calculs. On obtient la valeur pour $x = 40$ de la façon suivante :

$$l_1(40) = \frac{l(40)}{l(20)} l_1(20) = (0.9641)(0.9181) = 0.8851.$$

Opération 4 : estimation modifiée du paramètre β. Chaque estimation de $l_1(x)$, en combinaison avec les esti-

Tableau 140

PROCESSUS D'ITÉRATION SERVANT À ESTIMER LES PARAMÈTRES α ET β QUI DÉFINISSENT UNE TABLE DE MORTALITÉ POUR LA POPULATION FÉMININE DANS LE SYSTÈME LOGIT ENGENDRÉ PAR LA TABLE NORMATIVE GÉNÉRALE, PANAMA, 1976

Âge x	*Probabilité conditionnelle estimative de survie, population féminine* $l(x)/l(20)$	*Première itération* $\alpha_1 = -0.7532$, $\beta_1 = 1.0000$, $l_1(20) = 0.9181$			*Deuxième itération* $\alpha_2 = -0.8695$, $\beta_2 = 0.8230$, $l_2(20) = 0.9233$			*Troisième itération* $\alpha_3 = -0.9195$, $\beta_3 = 0.7470$, $l_3(20) = 0.9255$		
		$l_1(x)$	$\lambda_1(x)$	$\beta_2(x)$	$l_2(x)$	$\lambda_2(x)$	$\beta_3(x)$	$l_3(x)$	$\lambda_3(x)$	$\beta_4(x)$
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
Moyenne				0.823			0.747			0.714

		Quatrième itération $\alpha_4 = -0.9412$, $\beta_4 = 0.7140$, $l_4(20) = 0.9264$			*Cinquième itération* $\alpha_5 = -0.9497$, $\beta_5 = 0.7010$, $l_5(20) = 0.9267$			*Sixième itération* $\alpha_6 = -0.9530$, $\beta_6 = 0.6960$, $l_6(20) = 0.9269$		
		$l_4(x)$	$\lambda_4(x)$	$\beta_5(x)$	$l_5(x)$	$\lambda_5(x)$	$\beta_6(x)$	$l_6(x)$	$\lambda_6(x)$	$\beta_7(x)$
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
Moyenne				0.701			0.696			0.693

mations groupées de $l(2)$, $l(3)$ et $l(5)$, implique une valeur de β égale au rapport de la différence dans les transformations logit observées des estimations de $l(x)$ à la différence dans celles de la table normative [voir l'équation (C.2)]. Le tableau 140 donne les transformations logit des valeurs de $l_1(x)$ et les valeurs de $\beta_2(x)$ qu'implique chacune d'elles. A titre d'exemple, prenons $x = 40$:

$$\lambda_1(40) = \text{logit}(1.0 - l_1(40)) = 0.5 \ln((1.0 - 0.8851)/0.8851)$$

$$= -1.0208;$$

et, puisque $\lambda_s(40)$ est égal à −0,1816 et $\theta(2, 3, 5)$ à −1,4105, et que la valeur équivalente pour la table normative de $\theta_s(2, 3, 5)$ est −0,6573, alors

$$\beta_2(40) = \frac{-1.0208 - (-1.4105)}{-0.1816 - (-0.6573)} = 0.819.$$

Les valeurs de $\beta_2(x)$ sont relativement cohérentes, à l'exception de $\beta_2(45)$. Mais l'écart n'est pas assez marqué pour justifier qu'on néglige cette dernière. Par conséquent, on estime β_2 en faisant la moyenne de toutes les valeurs de $\beta_2(x)$, c'est-à-dire 0,823.

Opération 5 : deuxième estimation du paramètre α. On répète alors l'opération 1, mais en remplaçant $\beta_1 = 1{,}0$ par l'estimation de $\beta_2 = 0.823$. Ainsi

$$\alpha_2 = \theta(2, 3, 5) - \beta_2 \theta_s(2, 3, 5)$$

$$= -1.4105 - (0.823)(-0.6573)$$

$$= -0.8695.$$

Opération 6 : deuxième estimation des probabilités de survie jusqu'à l'âge de 20 ans. On répète maintenant l'opération 2, mais en utilisant les nouvelles valeurs de $\alpha_2(-0{,}8695)$ et de $\beta_2(0{,}823)$ obtenues après la première itération complète. Ainsi,

$$l_2(20) = (1.0 + \exp(2(-0.8695) + 2(0.823)(-0.4551)))^{-1}$$

$$= -0.9233.$$

Opérations 7 et suivantes : nouvelles itérations. Le tableau 140 donne les résultats intermédiaires obtenus lors des six premières itérations. Il est évident que la valeur de β se rapproche de 0,69, de telle sorte que l'on peut considérer cette valeur comme une estimation de β*. On calcule alors la valeur de α, qui correspond à β* en utilisant l'équation (C.3), ce qui, dans le cas présent, donne, pour α*, une valeur de −0,957.

Opération finale : calcul de la table ajustée de mortalité. Après que l'on a obtenu les estimations finales de α et β, on peut calculer la fonction estimative $l^*(x)$ de la table de mortalité après ajustement en utilisant l'équation (B.2); et comme d'habitude on peut déterminer, à partir d'elle, les autres fonctions de la table de mortalité. Par exemple, pour l'âge de 40 ans,

$$l^*(40) = (1.0 + \exp(2(-0.857) + 2(0.69)(-0.1816)))^{-1}$$

$$= 0.8970.$$

On trouvera, dans la colonne (4) du tableau 138, les valeurs de $l^*(x)$ qui résultent de cette opération.

d) *Observations sur l'exemple détaillé*

Cet exemple détaillé appelle quelques observations. Premièrement, les estimations finales de α^* et de β^* sont très éloignées des valeurs neutres de 0,0 et 1,0 respectivement, dans le cas de la table servant de norme, ce qui semblerait indiquer qu'une table normative différente aurait probablement été un modèle plus valable des estimations de la survie dont on a opéré le rattachement dans l'exemple proposé. Deuxièmement, à mesure que le processus d'itération avance, la cohérence des estimations de $\beta_j(x)$ avec l'âge est de moins en moins satisfaisante, de telle sorte que la fourchette initiale (allant de 0,796 à 0,879) s'élargit fortement lors de la sixième itération (de 0,604 à 0,813). C'est là une nouvelle indication que la table normative choisie ne convient peut-être pas. A cet égard, il faut bien constater qu'il n'a été nullement tenu compte du fait que différentes estimations des probabilités de survie se rapportent à des périodes différentes. Il est possible que la structure de la table servant de norme ne corresponde pas d'assez près aux divers niveaux de mortalité enregistrés dans le passé. Troisièmement, on doit constater que, dans le cas présent, il a fallu trois itérations pour aboutir à une convergence sur une valeur de α; en recourant au raccourci proposé, il aurait été possible de réduire quelque peu ce nombre. Il faut souligner, à ce sujet, que le choix de $\beta_1 = 1{,}0$ comme valeur de départ n'a eu aucune incidence sur les estimations finales vers lesquelles le processus d'itération a convergé.

La table de mortalité qui apparaît dans la colonne (4) du tableau 138 et qui ressort implicitement des valeurs de α^* et β^* qui viennent d'être estimées est, en ce qui concerne les premières tranches d'âge, assez semblable à celle que l'on trouve à la colonne (3) du même tableau (obtenue par la méthode de lissage et d'interpolation exposée dans la sous-section B.3), mais les deux tables deviennent de plus en plus différentes à mesure que l'âge augmente. Les probabilités de survie qui figurent à la colonne (4), obtenues par la méthode de rattachement, dont il est actuellement question, sont toujours plus fortes que celles de la colonne (3), obtenues par la méthode de lissage et d'interpolation, et l'écart s'accroît à mesure que l'âge augmente. Même si cela peut ne pas être évident de prime abord, les différences observées dans les estimations finales de la table de mortalité sont dues en partie à des différences dans les estimations originales de probabilités de survie et ne proviennent pas entièrement des techniques utilisées pour le lissage, d'une part, et le rattachement, de l'autre. Il convient également de préciser que l'on ne saurait se fier aux valeurs de $l(x)$ figurant à la colonne (4) du tableau 138. Il n'est pas possible d'admettre que 55 p. 100 des Panaméennes vivront réellement jusqu'à 80 ans, et les taux de mortalité parmi les groupes d'âge élevés qu'implique la fonction $l(x)$ sont beaucoup trop faibles pour être acceptés. Dans ce cas, les données sont à tel point erronées qu'il faut recourir à une procédure de lissage moins souple que celle qui s'appuie sur le système logit. Il faut que cet exemple serve d'avertissement et fasse comprendre que les diverses méthodes d'estimation possibles, même si elles partent des mêmes données (dans ce cas les proportions d'enquêtés masculins dont les premières épouses sont encore vivantes), ne donnent pas toujours les mêmes résultats. Dans la mesure où il est impossible de définir des règles générales quant à la fiabilité des résultats obtenus grâce à ces méthodes, il est recommandé d'appliquer des techniques aussi nombreuses et diverses que possible à chaque ensemble particulier de données, de telle sorte que l'on puisse décider de la validité des résultats en s'appuyant sur une analyse approfondie.

3. Utilisation des tables types de mortalité Coale-Demeny

Dans le système de table type de mortalité à un seul paramètre comme celui que proposent Coale et Demeny[5], chacune des probabilités de survie, qu'il s'agisse de probabilités à la naissance ou de probabilités conditionnelles, c'est-à-dire celles qui présupposent qu'un âge donné a été atteint, détermine une seule table de mortalité relevant du système, après que l'on a choisi le groupe de tables types qui convient. Ainsi, chacune des probabilités de survie des enfants, à partir de la naissance, $l(z)$, correspond implicitement à une table de mortalité, de même que chacune des probabilités conditionnelles de survie du type $l(x)/l(y)$ (on trouvera, aux chapitres III et IV, l'exposé des méthodes à suivre pour élaborer ces tables de mortalité). Il est possible de procéder au rattachement des renseignements concernant deux tranches d'âges distinctes en adoptant la table de mortalité qu'implique le niveau moyen des estimations de la mortalité juvénile jusqu'à l'âge y (que l'on peut considérer comme l'âge pivot), puis en complétant la table de mortalité pour les tranches d'âge postérieures à y par application des probabilités conditionnelles de survie à partir de l'âge y, à condition qu'elles soient cohérentes avec le niveau moyen qui ressort implicitement des estimations relatives à la survie des adultes.

Pour illustrer cette procédure, on peut à nouveau se servir des données relatives à la population féminine du Panama. Le tableau 135 donne les probabilités de survie de la population féminine, $l(z)$, depuis la naissance jusqu'à l'âge de 2, 3 et 5 ans, calculées à partir des renseignements concernant les enfants de sexe féminin nés vivants et survivants, classés par âge de la mère. Chaque valeur de $l(x)$ implique un niveau différent de mortalité dans un des groupes de tables types de mortalité Coale-Demeny; la colonne (6) donne les niveaux pris en compte dans le groupe Ouest. Le niveau moyen de la mortalité chez les enfants de sexe féminin est 19,5. Ainsi qu'il ressort du tableau 139, les probabilités conditionnelles de survie parmi la population féminine adulte, estimées à partir des données relatives au veuvage des enquêtés masculins classés par âge correspondent aussi à des niveaux de mortalité; le niveau moyen de mortalité est alors 21,1. Apparemment donc, il ressort des données disponibles que, dans le cas de la population féminine et abstraction faite des effets résultant des dates choisies, la mortalité juvénile au Panama se situe approximativement au niveau 19.5 dans le groupe Ouest de tables types de mortalité féminine, alors que la mortalité adulte se situe environ au niveau 21,1. On construit alors une table composite de mortalité en choisissant une table de mortalité pour les femmes âgées de 20 ans au plus, construite en fonction du

[5] Op. cit.

niveau de mortalité 19,5, et calculée en faisant la moyenne des fonctions $l(x)$ des tables de mortalité des niveaux 19 et 20 telles qu'elles sont données dans le tableau 236 (voir l'annexe VIII); et pour les âges supérieurs à 20 ans, on complète la table de mortalité en appliquant les probabilités de survie à partir de l'âge de 20 ans que l'on obtient dans une table de mortalité de la population féminine à partir d'un niveau d'âge de 21,1. On peut ainsi calculer cette valeur jusqu'à l'âge de 60 ans en appliquant des coefficients de pondération aux valeurs de $l(n)/l(20)$ correspondant aux niveaux 21 et 22 du tableau 222 (voir l'annexe VII), le coefficient étant de 0.1 dans le cas du niveau 22 et de 0,9 dans celui du niveau 21 (ce qui signifie que l'on a recours à une interpolation linéaire). Les valeurs ${}_nq_x$ de la table de mortalité ainsi construite devraient faire apparaître certaines irrégularités aux environs de l'âge pivot, mais l'importance quantitative d'une discontinuité quelconque devrait être négligeable. Les valeurs finales de $l^*(x)$ de la table de mortalité estimées selon cette méthode sont données à la colonne (5) du tableau 138.

Quand on compare ces estimations de $l^*(x)$ et celles qui figurent à la colonne (4), il apparaît avec évidence que ces dernières sont très différentes, surtout dans les tranches d'âges les plus élevées. Comme ces deux fonctions $l(x)$ ont été ajustées exactement sur la base des mêmes probabilités de survie, on ne peut attribuer ces différences qu'aux méthodes appliquées et aux tables types qui ont servi de point de départ. Mais comme la structure de la mortalité de la table normative générale est à peu de choses près la même que celle du groupe Ouest des tables types Coale-Demeny, il est peu probable que les différences observées résultent du choix de la table de référence. Il paraît plus vraisemblable que ces divergences soient dues au fait que la méthode qui emploie les tables types de mortalité Coale-Demeny introduit un élément de lissage plus puissant que ce n'est le cas avec le système logit. D'ailleurs, quand on considère les niveaux de mortalité des tables types du groupe Ouest qui sont associés à chacune des probabilités conditionnelles de survie prises en compte dans le tableau 139, on constate immédiatement qu'ils représentent une gamme assez étendue de niveaux différents. Il n'est pas surprenant, dès lors, qu'il faille imprimer une forte torsion à la table normative générale pour qu'elle les approche tous à la fois (par exemple, la valeur estimative du paramètre β est nettement inférieure à 1). Quand on ajuste les tables types de mortalité Coale-Demeny, cela n'est pas nécessaire puisque l'on n'utilise qu'un seul niveau (21,1 en l'occurrence) pour représenter la mortalité adulte en général. Dans ce cas, la table lissée de mortalité que l'on obtient en utilisant le système Coale-Demeny est plus plausible que celle que l'on obtient par le système logit; en effet, celui-ci étant plus souple, il incorpore à la fois les distorsions que comportent les données et la structure sous-jacente réelle de la mortalité. L'exemple présent permet donc de souligner le fait que ces diverses méthodes d'ajustement ne sauraient être employées de façon automatique. L'utilisateur doit bien connaître la nature et la portée des données dont il dispose pour pouvoir déterminer quels éléments sont réellement compatibles et méritent d'être utilisés comme données d'entrée dans les procédures d'ajustement que l'on vient de décrire.

Chapitre VII

ESTIMATION DE LA FÉCONDITÉ ET DE LA MORTALITÉ AU MOYEN DE COMPOSITIONS STABLES TYPES PAR ÂGE

A. — Fondement des méthodes

1. Introduction générale à l'utilisation de la méthode des populations stables types à des fins d'estimation

Lotka[1] a prouvé que la composition par âge d'une population donnée qui a été caractérisée pendant une période de temps assez longue à des taux constants de fécondité et de mortalité n'évolue pas. Il a désigné par l'expression "population stable" ce résultat de conditions démographiques constantes, qui se traduisent par une composition par âge invariable et par un taux annuel fixe d'accroissement naturel.

La composition par âge d'une population stable est le produit à la fois de la structure de la mortalité (c'est-à-dire la table de mortalité) parmi la population en question et du taux annuel d'accroissement de celle-ci. Au chapitre premier, section C, on a présenté l'équation par laquelle on définit la fonction de densité qui détermine la composition par âge d'une population stable. Elle se présente sous la forme suivante :

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

où $c(x)$ désigne la proportion infinitésimale de la population stable ayant l'âge exact x, b le taux constant de natalité, r le taux constant d'accroissement naturel et $l(x)$ la probabilité de survie jusqu'à l'âge x (c'est-à-dire la fonction classique de la table de mortalité dont la racine $l(0)$ est égale à 1.0).

Trois considérations ont conduit à reconnaître l'utilité de la méthode des populations stables types pour l'estimation des paramètres qui déterminent l'accroissement et la structure des populations réelles. Premièrement, on a constaté que, dans le cas d'une population caractérisée par une fécondité à peu près constante et par un recul récent et régulier de la mortalité, la composition par âge ressemble de très près à celle d'une population stable définie par l'équation (A.1), où $l(x)$ désignerait la probabilité de survie jusqu'à l'âge x dans la table de mortalité existante et r le taux actuel d'accroissement. Deuxièmement, ces conditions (le maintien de la fécondité à un niveau relativement constant pendant toute la période récente et une mortalité à peu près constante ou depuis peu en voie de diminution) caractérisent ou ont caractérisé jusqu'à ces derniers temps la population de nombreux pays en développement. Troisièmement, le fait que l'on dispose d'ensembles relativement souples de populations stables types, comme ceux que permettent d'établir les tables de mortalité Coale-Demeny[2] à partir d'une série de taux d'accroissement, permet d'identifier assez facilement, dans la pratique, une composition par âge voisine de la composition par âge découlant des déclarations. On peut dès lors utiliser comme estimations des paramètres démographiques de la population considérée les caractéristiques sous-jacentes de la population stable ainsi définie.

On peut obtenir des estimations utiles en choisissant une population stable type qui présente deux des caractéristiques de la population considérée, dont on suppose qu'elles ont été enregistrées ou estimées avec assez de précision. Dans le système Coale-Demeny, une population stable type est entièrement déterminée, à l'intérieur de chaque groupe, par le niveau de mortalité et le taux d'accroissement; de cette façon, deux paramètres suffisent pour identifier une population stable à l'intérieur d'un groupe donné. Par exemple, l'effectif de la population déclarée comme d'un âge inférieur à un âge donné, en conjonction avec l'un quelconque des paramètres suivants — une valeur $l(x)$ pour un âge x donné, le taux d'accroissement ou le taux de mortalité — détermine une population stable type, à la condition toutefois que l'on ait choisi un schéma précis de mortalité comme représentation acceptable de celui qui caractérise réellement la population considérée.

Quand on a identifié une population stable type, on en choisit certaines caractéristiques comme autant d'estimations des caractéristiques correspondantes de la population considérée. Par exemple, on peut estimer le taux de natalité dans une population donnée en définissant une population stable type dans laquelle la probabilité de survie de la naissance à l'âge de 5 ans, $l(5)$, et la proportion de personnes âgées de moins de 15 ans dans l'ensemble de la population sont les mêmes que dans la population considérée. On pose alors que le taux de natalité dans la population stable est une estimation du taux de natalité véritable.

La valeur des estimations obtenues par ajustement de populations stables types est limitée par un certain nombre de considérations pratiques. Tout d'abord, il n'existe pas de population réellement stable. Il se peut que la fécondité varie en raison de tendances récentes ou d'événements

[1] Alfred J. Lotka et F. R. Sharpe, "A problem in age distribution", *Philosophical Magazine*, vol. 21, n° 124 (avril 1911), p. 435 à 438.

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

particuliers intervenus dans le passé, comme des guerres ou des épidémies. Le taux d'accroissement et la composition par âge de la population peuvent être modifiés par des migrations qui affectent plus particulièrement certains groupes d'âge et un seul sexe, et le recul de la mortalité observé récemment dans de nombreux pays se traduit par des compositions par âge qui ne coïncident pas exactement avec celles que permet de prévoir l'équation définissant une population stable. Ensuite, il arrive souvent que les caractéristiques de la population considérée qui doivent permettre de se référer à une population stable modèle soient enregistrées de manière imprécise (soit que des différences dans la fréquence des omissions selon les groupes d'âge entraînent une distorsion de la composition par âge, soit que des différences de couverture faussent l'estimation du taux d'accroissement intercensitaire obtenue à partir de dénombrements ayant eu lieu à deux époques différentes). Enfin, il arrive que les estimations d'un certain paramètre (le taux de natalité, par exemple) obtenues à partir de différents ensembles de populations stables types (telles que ceux qui engendrent les quatre groupes de tables de mortalité Coale-Demeny) s'écartent fortement les unes des autres. Dans la plupart des cas, il est difficile de savoir quelle est la structure de la mortalité qui se rapproche le plus de la mortalité effective dans une population donnée; et, dans la mesure où les groupes de tables types sont en nombre limité, rien ne garantit qu'ils couvrent toutes les situations possibles, on est donc souvent en droit de douter de la précision des estimations obtenues. A cet égard, il est bon de souligner que la publication par l'ONU de tables types de mortalité à l'intention des pays en développement[3], concurrement à celle des populations stables qu'elles engendrent[4], devrait offrir des possibilités nouvelles d'estimation en élargissant la gamme des tables types parmi lesquelles il est loisible de choisir.

En théorie, les estimations que l'on obtient en ajustant une population stable type à une composition par âge résultant des déclarations ne devrait pas être sensible aux difficultés d'ordre pratique dont il vient d'être question. Elles ne devraient donc guère subir les effets des écarts par rapport à la stabilité que l'on constate très fréquemment dans la réalité. Pour que cet objectif soit atteint, il faut identifier la population stable ajustée en fonction de paramètres pour lesquels les estimations sont les moins susceptibles d'être faussées par les données défectueuses que l'on trouve couramment (en particulier à la suite de déclarations d'âge erronées) et qui devraient garder la même valeur quel que soit l'ensemble de populations stables types utilisé pour les calculer. (Dans le présent chapitre, on n'utilise que des populations stables déterminées à partir des quatre groupes Coale-Demeny, de sorte que cette dernière condition sera remplie au mieux pour ce qui est des variations existant entre ces quatre modèles.)

L'expérience prouve que la manière la plus efficace d'utiliser la méthode des populations stables consiste à identifier non pas une seule population stable servant de base au calcul de tous les paramètres, mais, de préférence, plusieurs populations stables que l'on détermine à l'aide de différentes paires de valeurs résultant des déclarations, et qui permettent d'estimer plusieurs ensembles de paramètres sous-jacents. Il arrive souvent, par exemple, que la meilleure estimation de la fécondité dans la population considérée (mesurée comme étant le taux de natalité, ou la fécondité totale) soit obtenue en choisissant la population stable type la plus compatible à la fois avec la valeur de $l(5)$ et avec la proportion de personnes âgées de moins de 15 ans dans l'ensemble de la population; tandis que, pour estimer les niveaux de la mortalité à partir de l'âge de 5 ans, on doit ajuster une population stable type sur la base du taux estimatif d'accroissement et de la proportion de personnes âgées de moins de 15 ans dans la population. Il est assez surprenant de constater que certaines des estimations obtenues à partir d'une population stable type en utilisant la première de ces stratégies restent très précises même quand la population considérée est loin d'être stable. A titre d'exemple, le tableau 141 donne les taux estimatifs de natalité obtenus par ajustement d'une population stable, sur la base de la proportion déclarée de personnes âgées de moins de 15 ans dans l'ensemble de la population, de la valeur de $l(5)$ et du taux d'accroissement, à des populations qui, comme celle de la Suède, ne peuvent en aucune manière être considérées comme stables puisqu'elles ont été caractérisées par un recul marqué aussi bien de la fécondité que de la mortalité. A des fins de comparaison, le tableau 141 donne également des estimations du taux de natalité calculé à partir des naissances déclarées (dans tous les pays considérés, l'enregistrement des naissances est virtuellement complet). La coïncidence que l'on peut constater entre les deux ensembles d'estimations est rassurante.

2. Disposition du chapitre

Pour l'essentiel, on s'est borné à présenter dans ce chapitre deux méthodes d'estimation qui utilisent des populations stables types. L'expérience montre qu'il est probablement plus facile à partir de ces variantes des méthodes plus générales décrites dans un manuel précédent des Nations Unies[5] d'obtenir des paramètres estimatifs acceptables relatifs à des populations qui ne sont pas vraiment stables (en raison d'une évolution récente de la mortalité) ou pour lesquelles les données de base sont faussées par des déclarations erronées. On peut également utiliser des populations stables types pour évaluer l'importance des erreurs de déclaration et pour déterminer la nature caractéristique des distorsions dans les compositions par âge qui ressortent des déclarations; et, parce qu'il est important de vérifier la qualité des données disponibles avant d'appliquer telle ou telle méthode d'estimation, on a consacré une des sections qui suivent à l'exposé d'une

[3] *Model Life Tables for Developing Countries* (Publication des Nations Unies, numéro de vente : E.81.XIII.7).

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

[5] *Manuel IV : Méthodes permettant d'estimer les mesures démographiques fondamentales à partir de données incomplètes* (Publication des Nations Unies, numéro de vente : F.67.XIII.2).

Tableau 141

ESTIMATION DU TAUX MOYEN DE NATALITÉ PENDANT LA PÉRIODE DE 15 ANS QUI PRÉCÈDE L'ÉNUMÉRATION, À PARTIR DE LA PROPORTION DE PERSONNES ÂGÉES DE MOINS DE 15 ANS DANS LA POPULATION, $C(15)$, DE LA PROBABILITÉ DE SURVIE JUSQU'À L'ÂGE DE 5 ANS, $l(5)$, ET DU TAUX CONSTANT D'ACCROISSEMENT NATUREL, r, POUR CERTAINES POPULATIONS NON STABLES

Pays (1)	*Période intercensitaire choisie pour estimer le taux d'accroissement* (2)	*Date de l'énumération* (3)	*Taux moyen de natalité au cours des 15 ans ayant précédé l'énumération*	
			A partir des naissances enregistrées (4)	*A partir de la proportion de personnes âgées de moins de 15 ans dans la population, de la probabilité de survie, l(5), et du taux d'accroissement, r* (5)
a) *Probabilité de survie estimée à partir des données relatives aux enfants nés vivants et survivants pour les femmes âgées de 30 à 34 ans*				
Belgique	1961-1970	Déc. 1970	0.0163	0.0167
Bulgarie	1956-1965	Déc. 1965	0.0184	0.0180
Costa Rica	1963-1973	Mars 1973	0.0406	0.0417
Pologne	1960-1970	Déc. 1970	0.0202	0.0199
Yougoslavie	1961-1971	Mars 1971	0.0215	0.0213
b) *Probabilité de survie obtenue à partir des tables de mortalité publiées pour une époque se situant à 7,5 années environ avant l'énumération*				
Hong Kong	1960-1971	Mars 1971	0.0302	0.0295
Japon	1950-1965	Oct. 1965	0.0190	0.0196
Pays-Bas	1918-1922-1933-1937	1933-1937	0.0235	0.0238
Suède	1798-1802-1833-1837	1813-1817	0.0319	0.0313
Suède	1918-1922-1933-1937	1933-1937	0.0167	0.0167
Suède	1948-1965	1966	0.0148	0.0150

procédure simple qui permet de juger de la validité des compositions par âge. Enfin, pour faciliter la lecture de ce chapitre, on donne ci-après un bref aperçu du contenu des différentes sections (et on trouvera dans le tableau 142 une indication des données requises pour l'application des méthodes proposées, et des paramètres qu'elles permettent d'estimer) :

Section B. — Evaluation des compositions par âge. Exposé d'une procédure simple permettant de juger de la qualité d'une composition par âge déterminée à partir des déclarations, et son degré de similitude à celle d'une population réellement stable;

Section C. — Estimation de la fécondité à partir de la proportion de personnes âgées de moins de 15 ans dans la population et de la probabilité de survie jusqu'à l'âge de 5 ans. Exposé d'une méthode qui permet d'estimer le taux de natalité et la fécondité totale par l'ajustement d'une population stable sur la base de la proportion déclarée de personnes âgées de moins de 15 ans dans la population de l'un et de l'autre sexes, désignée par $C(15)$, et d'une estimation de $l(5)$, c'est-à-dire la probabilité de survie jusqu'à l'âge de 5 ans, ici encore pour l'ensemble de la population;

Section D. — Estimation de l'espérance de vie à l'âge de 5 ans et du taux de mortalité au-delà de 5 ans, à partir de la proportion de personnes âgées de moins de 15 ans et du taux d'accroissement. Exposé d'une méthode qui permet d'estimer la mortalité après l'âge de 5 ans en ajustant une population stable sur la base de la proportion déclarée de personnes âgées de moins de 15 ans dans la population de l'un et de l'autre sexes, désignée par $C(15)$, et d'une estimation du taux d'accroissement naturel, r, de la population entière.

B. — Evaluation des compositions par âge

1. BASE ET PRINCIPE DE LA MÉTHODE

Une bonne connaissance de la population classée par âge et par sexe, c'est-à-dire de la composition par âge de la population, est en général le point de départ du processus d'identification d'une population stable type appropriée. Mais, en raison des erreurs graves qui peuvent entacher la composition par âge découlant des déclarations, il n'est pas toujours facile de choisir la population stable type qui concorde le mieux avec la composition par âge effective de la population considérée, même quand celle-ci est très proche de la stabilité réelle.

Il existe deux causes principales d'erreur dans les compositions par âge : l'omission sélective des personnes d'un certain âge et les déclarations erronées concernant l'âge des personnes recensées ou enquêtées. Il est très souvent impossible de mesurer le degré de gravité respectif de ces deux types d'erreurs, car leurs effets sont comparables. Par exemple, une sous-estimation de l'effectif d'un groupe d'âge donné peut s'expliquer soit par la simple omission d'un certain nombre de personnes, soit par leur transfert dans d'autres groupes d'âge, soit encore par la combinaison de ces deux facteurs. Les déclarations d'âge erronées sont en général la source la plus fréquente d'erreurs dans les compositions par âge, mais les différences de couverture selon l'âge et le sexe sont également une cause de distorsion, en particulier dans certaines tranches d'âges.

Tableau 142

GUIDE SCHÉMATIQUE DU CHAPITRE VII

Section	*Genre de données requises*	*Paramètres estimatifs*
B.—Evaluation des compositions par âge	Population classée par groupe d'âge quinquennal et par sexe	Evaluation de la qualité des données, et plus particulièrement des déclarations d'âge
C.—Estimation de la fécondité à partir de la proportion de personnes âgées de moins de 15 ans et de la probabilité de survie jusqu'à 5 ans	Population classée par groupe d'âge quinquennal (et par sexe, si possible); une estimation de $l(5)$, la probabilité de survie jusqu'à 5 ans, pour l'un et l'autre sexes et se référant au milieu de la période de 15 ans qui a précédé l'énumération	Taux moyen de natalité au cours de la période de 15 ans ayant précédé l'énumération Fécondité totale moyenne pendant la même période Taux brut moyen de reproduction pendant la même période
	Population classée par groupe d'âge quinquennal Une estimation du taux d'accroissement pendant la période de 15 ans ayant précédé l'énumeration Une estimation de $l(5)$ pour l'un et l'autre sexes, se référant approximativement au milieu de la période de 15 ans ayant précédé l'énumération	Estimation ajustée du taux de natalité
D.—Estimation de l'espérance de vie à l'âge de 5 ans et du taux de mortalité au-delà de 5 ans, à partir de la proportion de personnes âgées de moins de 15 ans et du taux d'accroissement	Population classée par groupe d'âge quinquennal et par sexe Estimation du taux d'accroissement naturel pendant la période ayant précédé l'énumération (obtenue généralement à partir des comptages censitaires réalisés à deux dates différentes	Espérance de vie au-delà de l'âge de 5 ans Taux de mortalité au-delà de 5 ans Table de mortalité pour la population âgée de plus de 5 ans

Il arrive fréquemment que les erreurs de classification par âge de la population dénombrée soient dues à des déclarations d'âge erronées venant de ses membres (ou à des erreurs d'estimation de l'âge de la part des enquêteurs). Une cause très répandue de déclarations d'âge erronées est connue sous le nom de "phénomène des nombres attractifs" ou "d'attraction de certains chiffres", qui désigne la tendance, constatée chez les enquêtés comme chez les enquêteurs, à "arrondir" l'âge déclaré en en modifiant le dernier chiffre en fonction d'une préférence pour un âge légèrement différent. Dans la pratique, on constate que les nombres ronds ou les multiples de 5 sont préférés à d'autres (par exemple, ceux qui se terminent par un 1 ou un 9), de telle sorte que les compositions par âge établies sur une base annuelle font souvent apparaître des saillants à 20, 25, 30 ans et ainsi de suite, tandis que des brèches se creusent à des âges intermédiaires, comme 29, 31, 39, 41, etc. Et si, pour des raisons culturelles, la population considérée attache de l'importance à certains autres âges, ces derniers risquent d'exercer un attrait sur un nombre plus grand d'enquêtés qu'on ne pourrait s'y attendre. Ainsi, on a constaté fréquemment que l'âge de 12 ans est plus attractif que celui de 10 ou de 15 ans.

Ce phénomène des nombres attractifs se manifeste moins quand l'âge peut être vérifié à l'aide d'une question concernant la date de naissance, plutôt que l'âge proprement dit. Les enquêtés ont moins tendance à arrondir le nombre correspondant à l'année de leur naissance que leur âge, bien que les enquêteurs, quand ils décident d'un âge dans les cas incertains, confondent parfois le fait d'arrondir l'année de la naissance et le calcul de l'année de naissance à partir d'un âge rond. De plus, on peut s'attendre que les années de naissance se terminant par certains chiffres fassent l'objet d'une préférence et l'analyste doit tenir compte de cette possibilité, car la composition par âge qu'il obtient peut ne pas être conforme à celle qui aurait subi les effets du simple phénomène classique des nombres attractifs appliqué à l'âge. De plus, ce n'est que quand la plupart des personnes qui composent la population connaissent leur date de naissance que cette manière d'obtenir l'âge (en demandant la date de naissance) donne de meilleurs résultats que les questions directes concernant l'âge proprement dit (une composition par âge échappe davantage au phénomène des nombres attractifs quand elle est établie à partir de la date de naissance plutôt que de l'âge proprement dit, mais rien ne prouve qu'elle soit plus précise sur le plan global). Dans les pays où une forte proportion de la population est illettrée et où, par tradition, la question de l'âge ne présente pas une importance particulière, on peut aussi bien se borner à demander l'âge, puisque le plus souvent

l'enquêté ne voudra pas — ou ne pourra pas — indiquer l'année de sa naissance, ou même son âge, et que ce sera dès lors à l'enquêteur de faire une estimation.

Quand on dispose d'une composition par année d'âge, il est facile de déterminer l'incidence du phénomène des nombres attractifs en construisant la courbe déterminée par les nombres obtenus pour chaque âge. Si les réponses sont exactes et s'il n'y a pas d'omission, la courbe représentant la composition par âge doit être régulière, les seules irrégularités correspondant à des cohortes réellement trop nombreuses ou, au contraire, trop peu nombreuses, selon que des événements graves, des guerres notamment, ont entraîné de fortes fluctuations des taux de natalité ou de mortalité infantile. Il reste que ces fluctuations dues à des causes réelles n'apparaissent pas régulièrement aux mêmes derniers chiffres dans chacune des classes d'âge décennales successives.

Puisque les compositions par âge sont plus ou moins faussées par le phénomène des nombres attractifs, il n'est pas recommandé, pour la plupart des analyses démographiques, d'utiliser des données classées par année d'âge. A cela, il faut préférer les données cumulées, puisque cela réduit les effets de l'attraction de certains nombres et d'autres formes de déclarations d'âge erronées. La forme cumulative la plus usitée est le groupe quinquennal, lequel, même s'il est moins sensible au phénomène des nombres attractifs que le groupe annuel, n'en subit pas moins l'influence des transferts d'un groupe d'âge à l'autre. Dans le cas de la plupart des pays, la représentation graphique des nombres observés à l'intérieur de chaque groupe d'âge quinquennal laisse apparaître des irrégularités marquées, même si elle est moins désordonnée que celle de la composition par année d'âge.

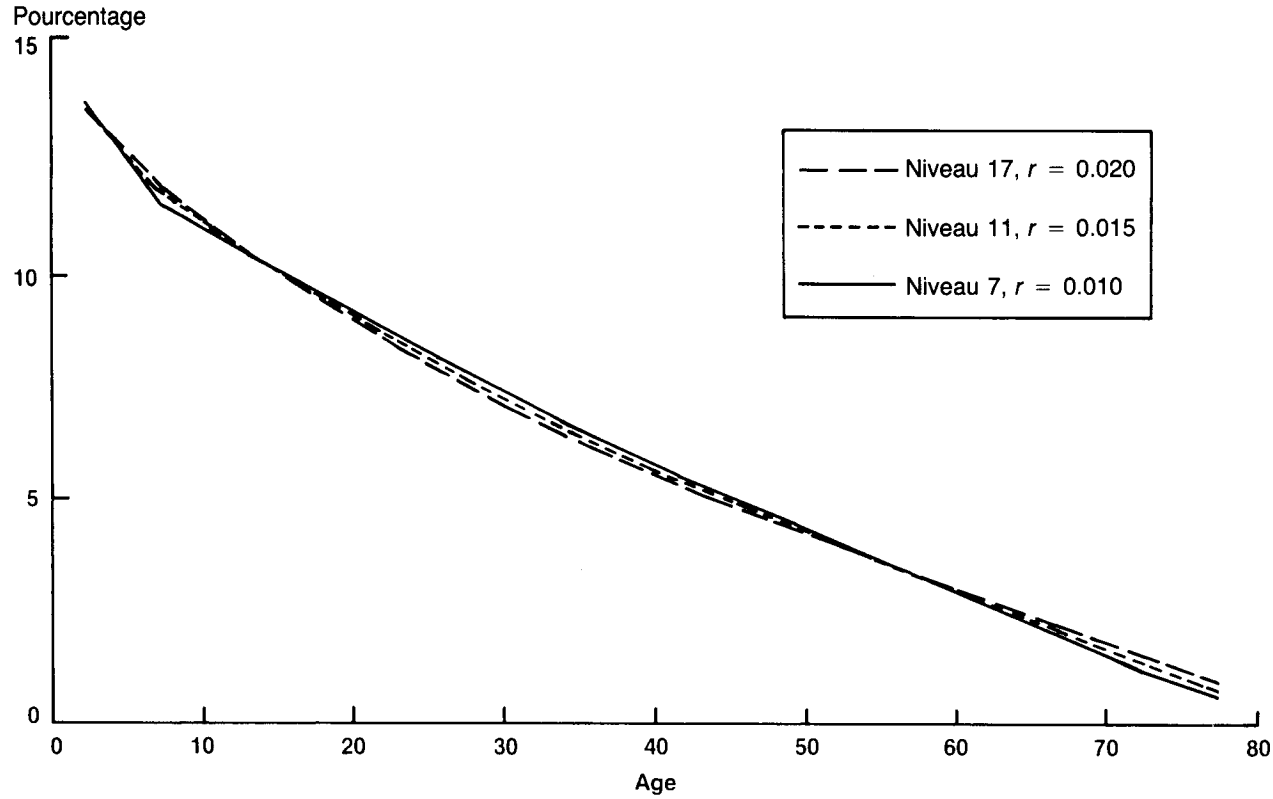
Mais il existe un moyen plus efficace d'atténuer les effets des nombres attractifs et des déclarations d'âge erronées en général; il s'agit de suivre un processus cumulatif de l'âge zéro à l'âge x (généralement un multiple de 5) ou, ce qui revient au même, de l'âge x à la limite d'âge supérieure de la population, ω. Les groupes d'âge de ce type ne sont sensibles qu'aux transferts au-delà de leur seule limite (l'âge x), ce qui introduit par conséquent un puissant élément de lissage. Vu leur robustesse à l'égard des déclarations d'âge erronées, ce sont ces groupes d'âge que l'on utilise pour identifier la population stable ajustée au plus près possible de la population considérée.

Grâce à une méthode simple fondée sur les populations stables types de Coale-Demeny, il est possible de vérifier visuellement la mesure dans laquelle la composition par âge déclarée se rapproche d'une composition stable ou, inversement, la mesure dans laquelle elle est faussée par des déclarations d'âge erronées, des omissions plus ou moins fréquentes selon l'âge ou des différences réelles. Cette méthode utilise une caractéristique remarquable des populations stables qui appartiennent au même groupe (Nord, Sud, Est, Ouest) de populations stables types de Coale-Demeny. A chaque composition stable par âge produite par la combinaison précise d'une table type de mortalité et d'un taux d'accroissement correspondent de très près d'autres compositions stables fondées sur des tables de mortalité présentant la même structure générale mais des niveaux de mortalité très différents, allant de pair avec des taux d'accroissement différents eux aussi. Par exemple, comme le montre la figure 17, les populations stables types suivantes, qui appartiennent au groupe Ouest de populations féminines stables types, sont très semblables entre elles : celle qui présente une espérance de vie à la naissance de 15 ans et un taux d'accroissement de 0,010, celle qui présente une espérance de vie à la naissance de 45 ans et un taux d'accroissement de 0,015 et celle qui est caractérisée par une espérance de vie à la naissance de 60 ans et un taux d'accroissement de 0,020. En d'autres termes, une population réellement stable peut toujours être apparentée d'assez près (en ce qui concerne les proportions de l'effectif total dans chacun des groupes d'âge quinquennaux successifs et surtout les proportions cumulatives à des âges séparés par des intervalles successifs de 5 ans) à une population stable type judicieusement choisie, à un niveau arbitraire de mortalité. Il s'ensuit que, pour juger de la congruence d'une composition par âge déclarée et de celle d'une population stable, il suffit de comparer la première avec des populations stables types construites à partir d'un certain niveau de mortalité (choisi arbitrairement) et différents taux d'accroissement.

Plus précisément, la procédure recommandée consiste à déterminer la séquence des taux de natalité, $b(x)$, pour $x = 5, 10, \ldots, 70, 75, 80$, calculés en identifiant, par interpolation, les populations stables types (à un niveau de mortalité choisi arbitrairement) ayant les mêmes proportions de l'effectif total en dessous de ces divers âges x que la population considérée.

La valeur diagnostique de la séquence $b(x)$ tient à cette caractéristique remarquable des populations stables dont il a été question précédemment : si la séquence $b(x)$ est calculée pour une population vraiment stable, la valeur de $b(x)$ pour différents âges x est à peu près constante. Par exemple, une population stable type avec une espérance de vie à la naissance de 40 ans produit normalement une séquence de valeurs $b(x)$ qui restent virtuellement constantes quel que soit x, quand on utilise des populations stables types fondées sur un facteur e_0 de 50 ans. Des glissements vers le haut ou vers le bas dans une séquence estimative de $b(x)$ indiquent la mesure dans laquelle la composition par âge donnée coïncide avec celle de la population stable ou s'en écarte. Quand la composition par âge est faussée par des déclarations d'âge erronées ou des omissions dont la fréquence varie selon l'âge, il arrive que la valeur de $b(x)$ soit loin d'être constante. Une valeur de $b(x)$ trop élevée indique que la proportion de la population déclarée comme d'un âge inférieur à x a été gonflée soit par des déclarations erronées ayant entraîné des transferts de personnes vers les tranches précédant x, soit en raison d'omissions relativement plus fréquentes de personnes d'un âge supérieur à x. Par contre, quand la valeur de $b(x)$ est trop faible, cela signifie soit un transfert de personnes au-delà de l'âge x à la suite de déclarations erronées, soit des omissions relativement plus fréquentes de personnes d'un âge inférieur à x. (En l'occurrence, les valeurs trop élevées ou trop faibles le sont par rapport à la valeur hy-

Figure 17. — Comparaison des distributions par âge de différentes populations stables types, groupe Ouest



pothétique constante des estimations de $b(x)$ qu'aurait permis d'obtenir une population réellement stable dont la composition par âge serait enregistrée avec précision.)

2. Données requises

Les seuls renseignements requis concernent la composition d'une population par âge et par sexe. On peut déterminer cette composition à partir d'une énumération de la population classée par groupe d'âge quinquennal et par sexe. Il est utile, mais pas indispensable, de disposer d'une énumération de la population classée par groupe d'âge annuel.

3. Procédé de calcul

Les différentes opérations du calcul à réaliser sont exposées ci-après.

Opération 1 : calcul de la composition par âge cumulée. Tout au long du présent chapitre on emploie la formule $C(x)$ pour désigner la proportion de la population d'un âge inférieur à un âge exact, x. Pour un âge x donné (que l'on suppose être un multiple de 5), on calcule cette proportion en additionnant les effectifs de chacun des groupes d'âge quinquennaux, en partant de 0 à 4, pour arriver à $x - 5$ à $x - 1$ et en divisant le total ainsi obtenu par l'effectif total de la population énumérée (à l'exclusion des personnes dont l'âge est inconnu). Quand les données de base sont classées par sexe, on calcule les proportions $C(x)$ pour chaque sexe séparément. En général, si l'on désigne par ${}_5N_x$ la population âgée de x à $x + 4$, et par N l'effectif total de la population, on obtient :

$$C(x) = [\sum_{y=0}^{x-5} {}_5N_y]/N.$$

Opération 2 : estimation d'un ensemble de taux de natalité représentatifs au niveau 13 de mortalité des populations stables types Coale-Demeny. Cette opération constitue l'élément essentiel du calcul et il faut pour la réaliser que, à l'intérieur de l'ensemble de populations stables types soumises au niveau 13 de mortalité dans le système Coale-Demeny de tables de mortalité, celles dans lesquelles les proportions de personnes d'un âge inférieur à x correspondent aux valeurs déclarées de $C(x)$ soient identifiées par un taux de natalité. Pour indiquer qu'une estimation donnée du taux de natalité détermine la population stable compatible avec la valeur de $C(x)$ observée au niveau 13 de mortalité, on désigne cette estimation par le symbole $b(x)$. Il faut bien préciser que ce taux de natalité s'applique encore à l'ensemble de la population stable. L'indice x ne signifie pas que l'on tienne compte uniquement d'un segment de la population stable.

On obtient l'ensemble des estimations $b(x)$ par interpolation linéaire (voir l'annexe IV) entre les valeurs imprimées de $C(x)$ dans les populations stables types. Pour une certaine valeur déclarée de $C(x)$, désignée par $C_0(x)$, on identifie les deux populations stables dont les valeurs $C(x)$ encadrent cette valeur donnée (au sens où $C_1(x) \leqslant C_0(x) \leqslant C_2(x)$); puis on obtient $b(x)$ par interpolation entre les taux de natalité correspondants, désignés ici par $b_1(x)$ et $b_2(x)$, respectivement. L'exemple détaillé présenté plus loin aidera à éclaircir ce procédé de calcul.

Opération 3 : représentation graphique des taux de natalité estimatifs en fonction de l'âge et interprétation des résultats. On représente graphiquement les valeurs du taux de natalité, $b(x)$, obtenues lors de l'opération précédente, en fonction de l'âge, et toute déviation apparente par rap-

port à une ligne droite peut être interprétée comme un écart par rapport à la stabilité véritable ou comme indiquant la présence de distorsions dues à des déclarations d'âge erronées. On trouvera, à la sous-section B.1, une analyse de la signification possible de certains types de déviations.

4. Exemple détaillé

On est parti de la composition par âge indiquée par le recensement de 1960 au Brésil pour montrer comment appliquer cette méthode d'évaluation (voir le tableau 143).

Tableau 143
COMPOSITION PAR ÂGE ET ESTIMATIONS AJUSTÉES DES TAUX DE NATALITÉ, POPULATION MASCULINE, BRÉSIL, 1960

Groupe d'âge (1)	*Proportion dans chaque groupe d'âge (2)*	*Age x (3)*	*Composition cumulée par âge C(x) (4)*	*Taux estimatif de natalité 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	ω	1.0000	-

On trouvera exposées ci-après les différentes opérations du calcul.

Opération 1 : calcul de la composition par âge cumulée. La colonne (2) du tableau 143 donne la composition par groupe d'âge quinquennal de la population masculine brésilienne en 1960. On constatera que les chiffres bruts fournis par le recensement ne sont pas reproduits et que les proportions indiquées dans la colonne (2) se rapportent uniquement à des groupes d'âge quinquennaux. Par conséquent, et bien qu'il ne soit plus nécessaire d'opérer la division par l'effectif total de la population masculine, la valeur de $C(x)$ que l'on recherche doit être obtenue par addition des proportions figurant dans la colonne (2). Par exemple, on obtient $C(25)$ par la formule

$$C(25) = 0.1625 + 0.1477 + 0.1227 + 0.0986 + 0.0855$$
$$= 0.6170.$$

La colonne (4) du tableau 143 donne l'ensemble complet des valeurs de $C(x)$.

Opération 2 : estimation d'un ensemble de taux de natalité représentatifs au niveau 13 de mortalité des populations stables types Coale-Demeny. Les valeurs des taux de natalité représentatifs, $b(x)$, qui identifient les populations stables types du groupe Ouest au niveau 13 de mortalité présentant les mêmes valeurs de $C(x)$ que la population masculine brésilienne sont calculées par interpolation linéaire (voir l'annexe IV) entre les populations stables types imprimées (dans le cas présent, il s'agit uniquement des populations masculines). Pour illustrer la méthode appliquée, on a choisi de calculer ici la valeur de $b(25)$, c'est-à-dire le taux de natalité dans la population stable masculine au niveau 13 pour laquelle la valeur de $C(25)$ est identique à celle qui ressort des déclarations. Si l'on se réfère aux populations masculines stables types imprimées du groupe Ouest au niveau 13 de mortalité[6], il apparaît qu'une population stable avec un taux de natalité de 0,03756 est caractérisée par un facteur $C_1(25) = 0.5813$, et celle qui présente un taux de natalité de 0,04230 par un facteur $C_2(25) = 0,6193$ (il faut rappeler que les valeurs imprimées se rapportant aux populations stables doivent, pour être conformes aux conventions suivies dans le présent *Manuel*, être divisées par 100, tandis que les taux de natalité imprimés doivent l'être par 1 000, pour la même raison). Par conséquent, pour obtenir la valeur de $b(x)$ correspondant à la valeur observée de 0,6170 pour $b(x)$, il faut utiliser un facteur d'interpolation, θ, calculé comme suit :

$$\theta = (0.6170 - 0.5813)/(0.6193 - 0.5813) = 0.94.$$

D'où

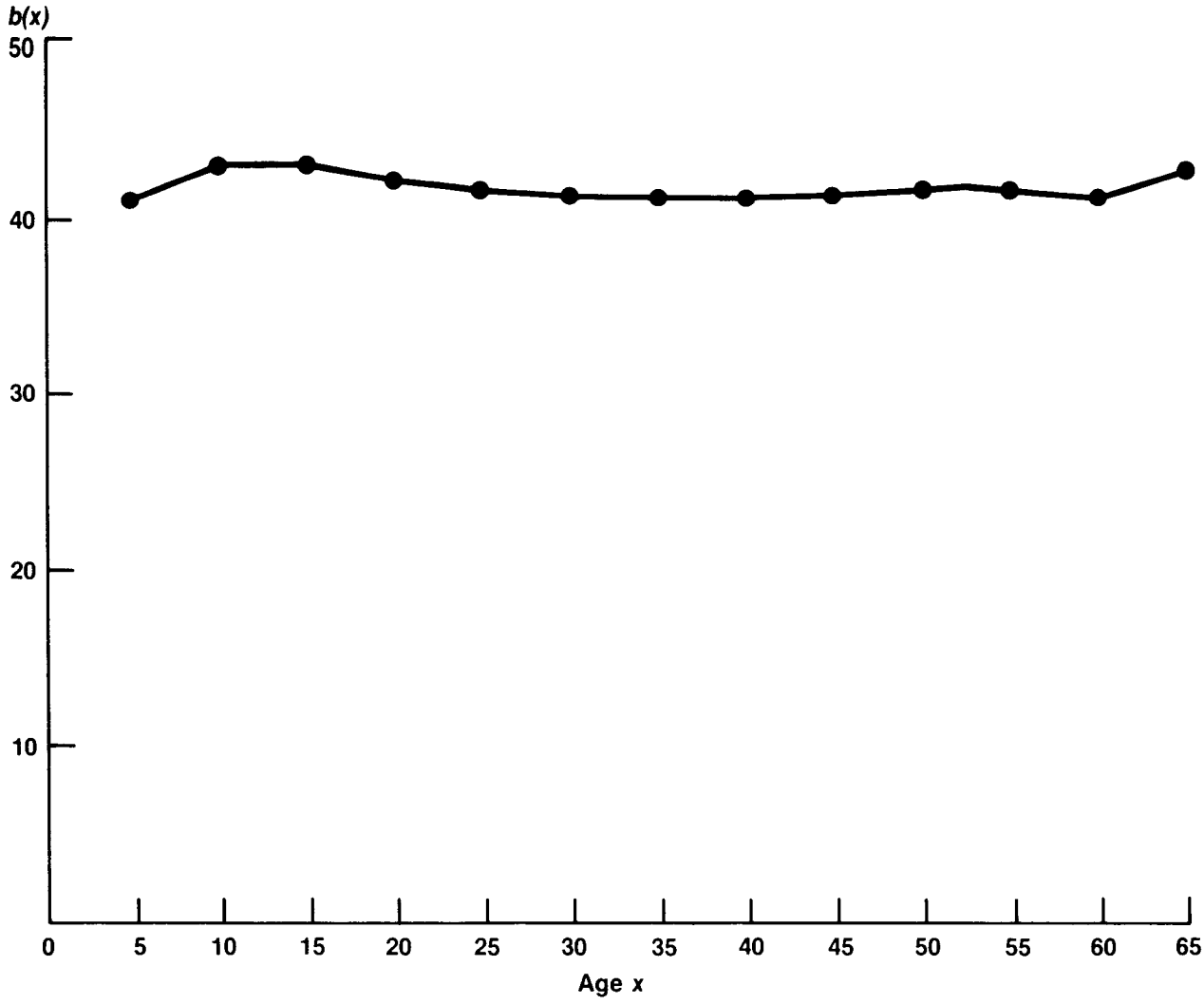
$$b(25) = 0.06(0.03756) + 0.94(0.04230) = 0.04202.$$

L'ensemble complet des valeurs de $b(x)$ estimées de cette manière est donné à la colonne (5) du tableau 143.

Opération 3 : représentation graphique des taux de natalité estimatifs en fonction de l'âge et interprétation des résultats. La figure 18 montre la représentation graphique des taux de natalité estimatifs, $b(x)$, en fonction de l'âge. D'après ces estimations, il semble que la composition par âge de la population masculine du Brésil en 1960 soit assez compatible avec celle d'une population stable (les points reportés sur le graphique ne s'écartent pas sensiblement d'une ligne horizontale). Mais la composition par âge enregistrée n'est pas entièrement exempte de distorsions. C'est ainsi que les valeurs de la fonction $b(x)$ relativement élevées observées aux âges de 10 et 15 ans paraissent indiquer qu'une partie de la population masculine ayant dépassé l'un ou l'autre de ces deux âges a été déclarée comme étant plus jeune; de même, certaines distorsions sont évidentes parmi les personnes âgées. Toutefois, comme le prouvent les exemples donnés dans la section qui suit, les distorsions observées sont minimes et elles ne peuvent, à elles seules, justifier que l'on renonce dans le cas présent aux méthodes d'estimation fondées sur des populations stables types.

[6] Coale et Demeny, *op. cit.*

Figure 18. — Représentation graphique de la séquence des taux de natalité estimatifs, $b(x)$, d'après les populations masculines stables types, groupe Ouest, niveau 13, Brésil, 1960



5. Structures typiques des estimations des taux de natalité

La procédure d'évaluation décrite dans cette section a été appliquée à un ensemble de populations dénombrées et de populations stables types afin de vérifier s'il est possible de distinguer, en fonction de l'âge, des structures typiques dans les estimations des taux de natalité, $b(x)$. Les sept diagrammes de la figure 19 montrent les représentations graphiques des estimations de $b(x)$ obtenues dans chaque cas, et calculées par interpolation entre des populations féminines stables types engendrées par une table de mortalité type du groupe Ouest au niveau 13. Le diagramme A de la figure 19 donne les valeurs de $b(x)$ pour des populations vraiment stables ou presque, et qui ne sont pas fortement faussées par les déclarations d'âge erronées. Dans ce diagramme, deux des séries de valeurs de $b(x)$ ont été calculées à partir de populations stables types. Les populations stables choisies sont caractérisées par des espérances de vie à la naissance de 40 et de 60 ans respectivement, au lieu de l'espérance de vie de 50 ans sur laquelle est construite la population stable témoin du niveau 13. Ces exemples montrent à quelles sortes de déviations par rapport à la ligne horizontale on doit s'attendre simplement à la suite d'une erreur dans le choix d'un niveau de mortalité comme base de comparaison. Comme on l'a déjà souligné dans la section B.1, ces déviations sont mineures et évoluent de façon systématique en fonction de l'âge.

A ce stade, il convient d'ajouter que, dans l'analyse qui suit, on est parti de l'hypothèse que les fausses déclarations d'âge sont la cause principale des déviations par rapport à la ligne droite que devrait suivre la séquence des valeurs de $b(x)$. Dans certaines populations, cependant, ces déviations sont parfois dues avant tout au manque de stabilité ou, comme le montre le diagramme A, à de véritables divergences entre la structure de la mortalité dans la population considérée et celle qui caractérise les populations stables types utilisées comme références. Et comme il est difficile, sinon impossible, dans la pratique de discerner quels sont les effets de chacun de ces

Figure 19. — Estimations des taux de natalité, $b(x)$, obtenues à partir de la proportion de l'effectif total d'un âge inférieur à x, $C(x)$, pour différentes populations

Diagramme A

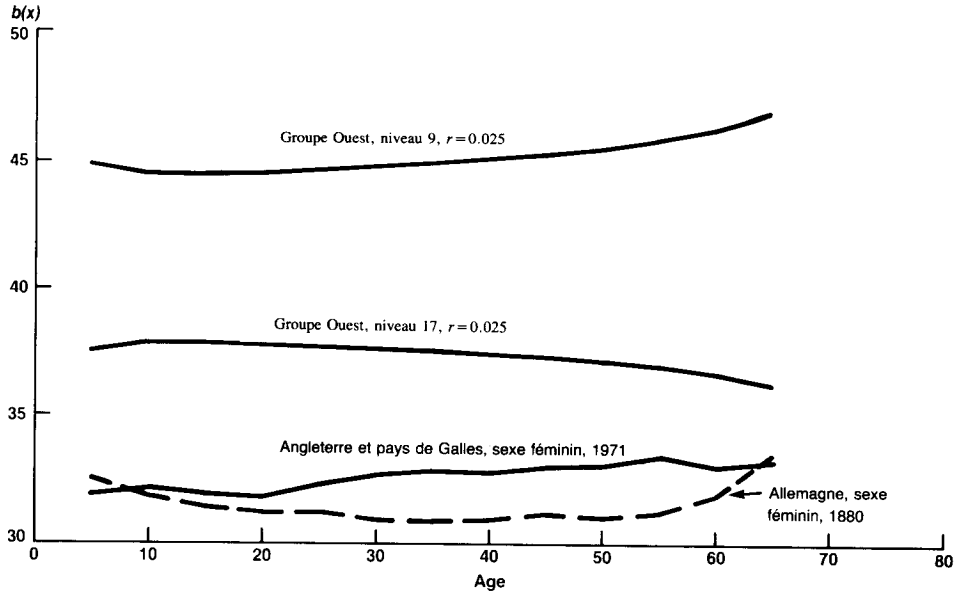
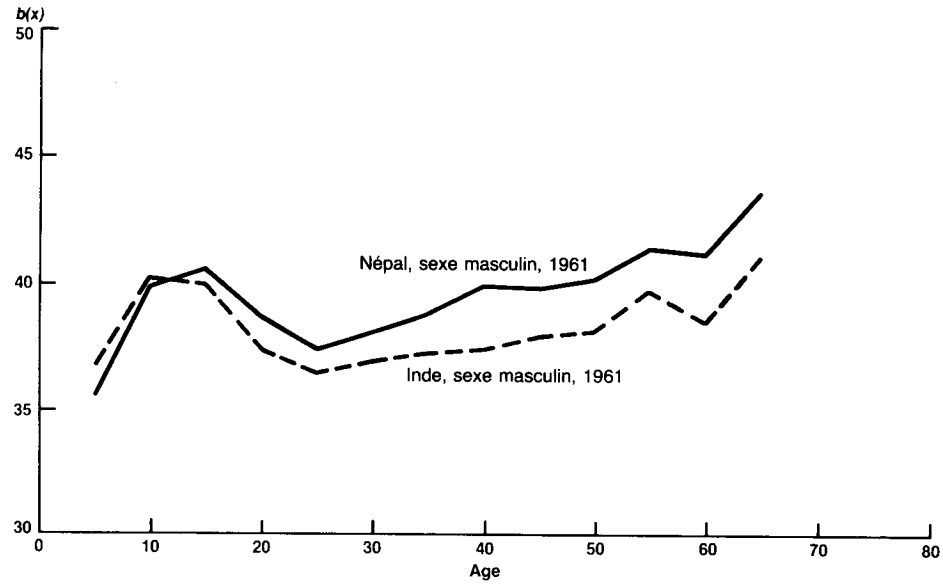


Diagramme B



phénomènes (déclarations d'âge erronées, manque de stabilité et choix d'un modèle mal adapté), il est commode et acceptable à la fois de faire porter l'analyse sur la cause la plus probable, d'autant plus que, quelle qu'en soit la cause principale, les fortes déviations de la séquence des valeurs de $b(x)$ par rapport à une valeur constante semblent indiquer que les données de base ne sont peut-être pas fiables et qu'il faut évaluer avec soin la précision des estimations "stables" calculées à partir d'elles avant de les accepter.

En poussant plus loin l'analyse des graphiques du diagramme A, on note l'inclusion de deux populations qui sont très proches de la stabilité et pour lesquelles on dispose de données fiables, c'est-à-dire celles de l'Allemagne et de l'Angleterre et du pays de Galles vers la fin du

Figure 19 *(suite)*
Diagramme C

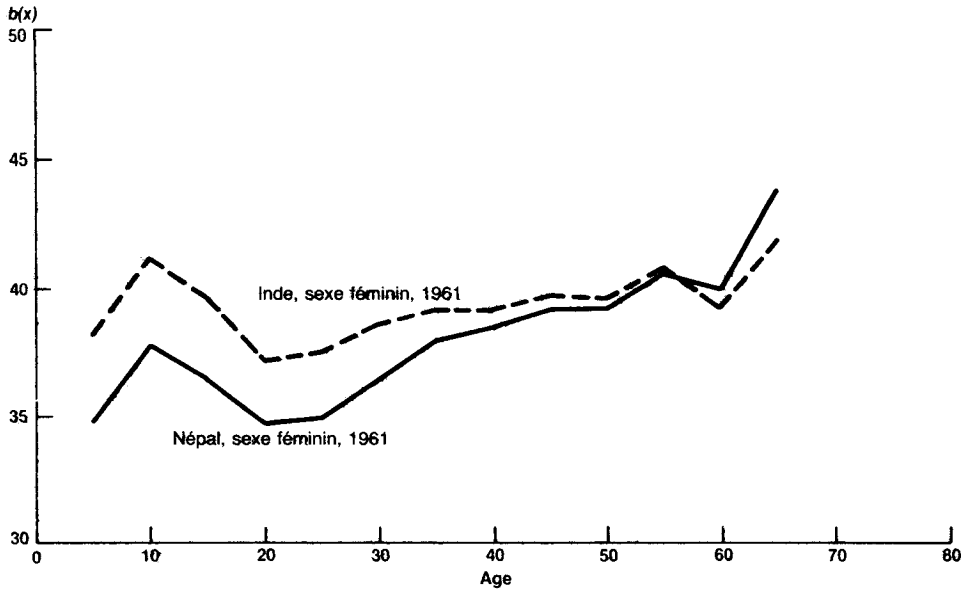
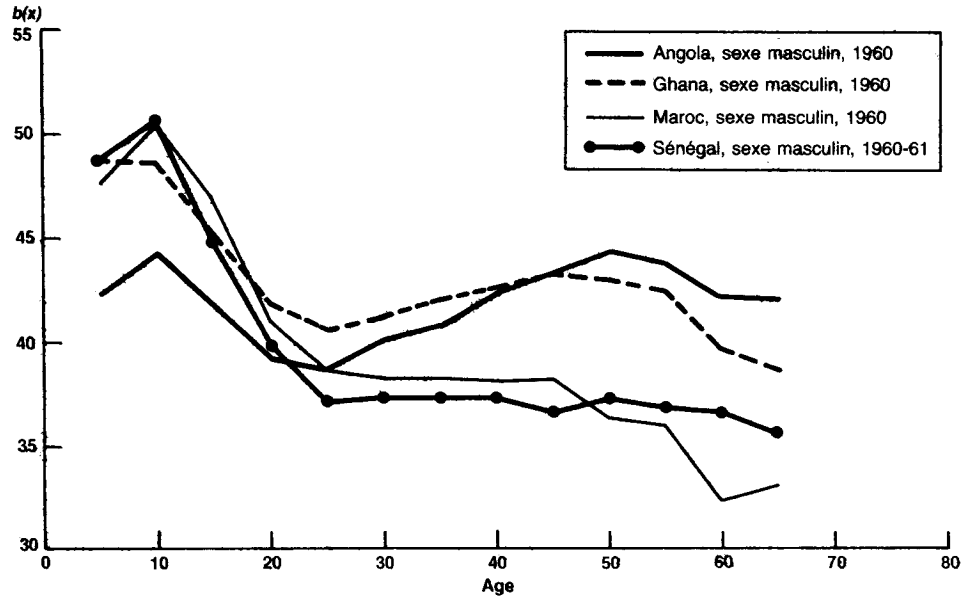


Diagramme D



XIXe siècle. Ces ensembles de valeurs de $b(x)$, même s'ils ne suivent pas une ligne parfaitement horizontale, varient à l'intérieur d'une marge étroite. Ils ont pour but d'illustrer le cas où même quand les données sont fiables, la concordance n'est pas parfaite entre les modèles et les données observées.

Dans les autres diagrammes, les représentations graphiques des valeurs de $b(x)$ à partir des compositions par âge des populations masculines et féminines ont été tracées séparément. On a pris pour point de départ la répartition par âge de la population de plusieurs pays : Inde et Népal, quatre pays africains, trois pays d'Amérique latine et les Philippines. On note qu'entre les séquences des valeurs de $b(x)$ calculées pour l'Inde et le Népal, d'une part, et pour l'Afrique (Angola, Ghana, Kenya et Sénégal), de l'autre, il existe des similitudes quant à l'ampleur des déviations et des ressemblances de structure, surtout dans le cas des populations féminines. Les graphiques des valeurs de $b(x)$ pour ces dernières font apparaître systématiquement un maximum local à l'âge de 10 ans, suivi d'un glissement accentué vers le bas jusqu'à l'âge de 20 ans, puis d'une remontée progressive. Dans le

Figure 19 *(suite)*
Diagramme E

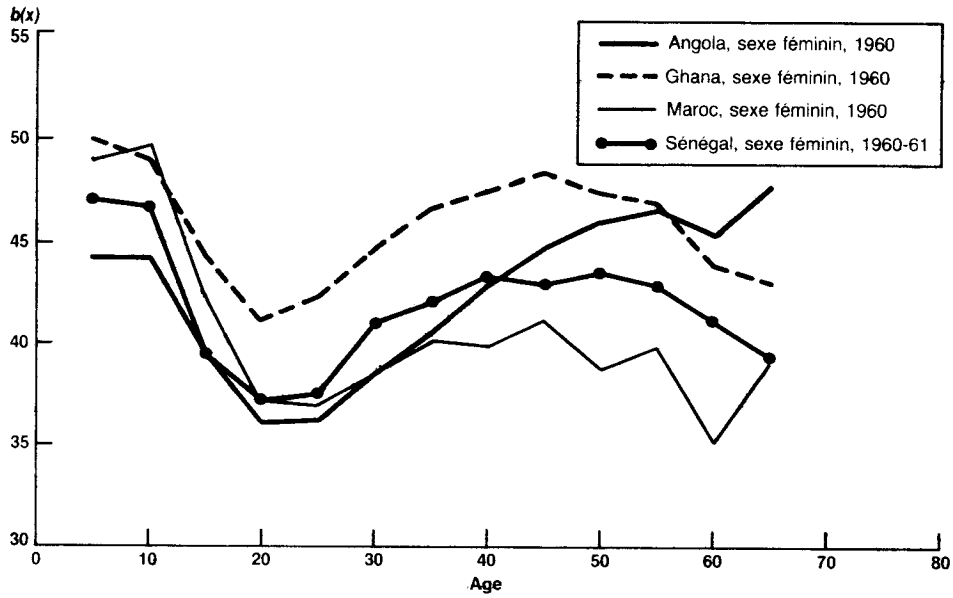
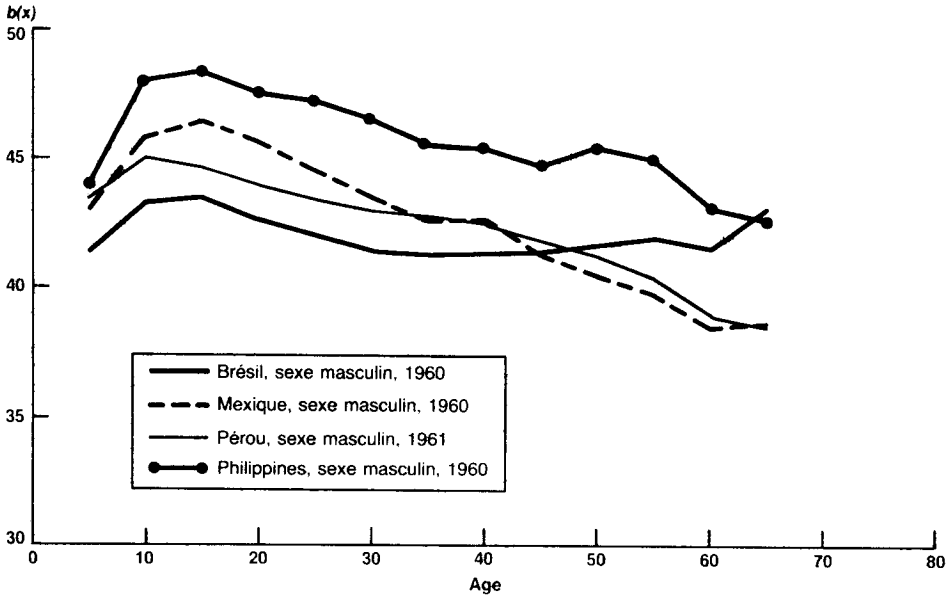
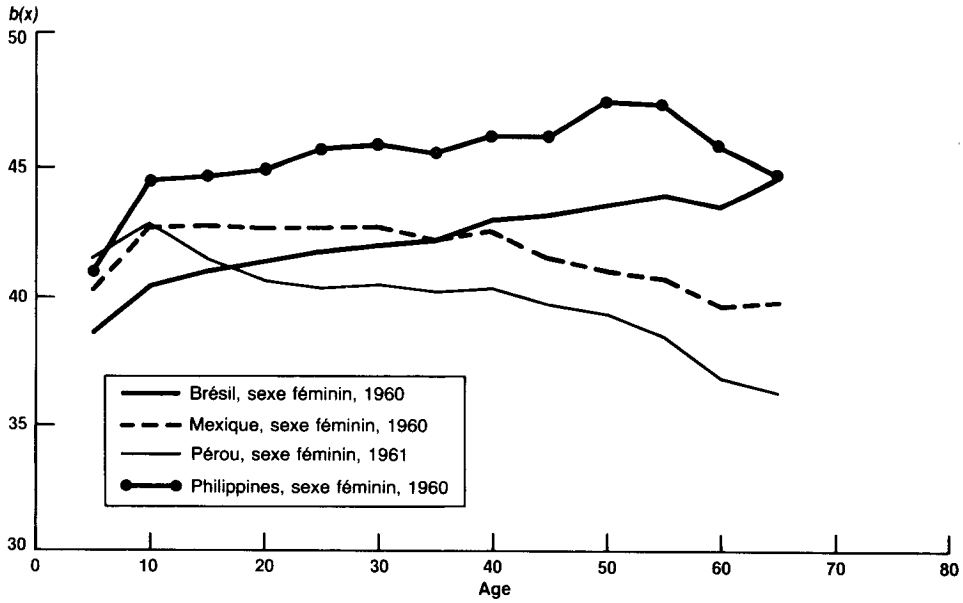


Diagramme F



cas des populations masculines de ces mêmes pays, le glissement vers le bas de la valeur de $b(x)$ entre les âges de 10 et 15 ans est moins marqué (ou imperceptible) et le point le plus bas se situe à 25 ans et non à 20. Un segment du graphique incliné vers le bas entre x et $x + 5$ indique que le groupe d'âge quinquennal regroupe une proportion plus faible dans le cas de l'effectif total de la population dénombrée que dans celui de la population stable ajustée en fonction du même $C(x)$; en revanche, une inclinaison vers le haut indique que cette proportion est plus forte dans le premier cas que dans le second. Par conséquent, la courbe montante des valeurs de $b(x)$ en Inde et au Népal entre les âges de 5 et 10 ans implique que la proportion de la population dans le groupe d'âge quinquennal 5-9 ans est plus forte dans le cas des populations dénombrées que dans celui de la population stable et la baisse uniformément enregistrée entre 10 et 15 ans et entre 15 et 20 ans pour la population féminine permet de penser que ces deux groupes d'âge comprennent une proportion plus faible de l'effectif total dans le cas de la population

Figure 19 *(suite)*
Diagramme G



dénombrée que dans celui de la population stable type. Les valeurs minimales qui apparaissent à 20 et 25 ans s'expliquent vraisemblablement par des transferts vers le haut par rapport à ces deux limites d'âge, transferts dus à des déclarations d'âge erronées.

Les séquences des valeurs de $b(x)$ dans le cas de certaines populations masculines et féminines d'Amérique latine et des Philippines font apparaître des saillants et des creux moins marqués que dans celui de l'Afrique et d'autres pays d'Asie. De plus, leur structure générale est entièrement différente. La valeur de $b(15)$ pour les hommes fait généralement apparaître un maximum local et la séquence des valeurs pour les âges supérieurs suit une courbe descendante. Si cette évolution en baisse est l'effet de fausses déclarations d'âge, cela signifie que les hommes, à mesure qu'ils vieillissent, ont de plus en plus tendance à exagérer leur âge. Au Brésil et aux Philippines, les valeurs de $b(x)$ calculées pour la population féminine suivent une courbe descendante depuis le début jusqu'à l'âge de 50 ans et au-delà. Cette évolution peut s'expliquer soit par une tendance à déclarer des âges inférieurs à la réalité de plus en plus marquée à mesure que l'âge augmente, soit par des omissions plus fréquentes parmi les femmes âgées. La structure relativement régulière des déviations en fonction de l'âge donnent à penser qu'elles pourraient avoir pour origine d'autres phénomènes, par exemple une divergence entre les structures réelles de la mortalité et celle du modèle. Mais il est évident que, malgré ces distorsions, les compositions par âge estimées à partir des réponses ont été moins irrégulières parmi les populations d'Amérique latine que parmi celles d'Afrique ou de l'Inde.

Des exemples donnés dans la présente section il ressort que, si les compositions par âge des populations d'Afrique ou d'Asie du Sud, telles qu'elles ont été enregistrées, sont sérieusement faussées, c'est qu'il existe toujours une tendance à sous-estimer la proportion de personnes du sexe féminin dans le groupe d'âge de 10 à 14 ans, comme le prouve la courbe négative très accusée de la séquence des valeurs de $b(x)$ entre 10 et 15 ans parmi les populations féminines ayant fait l'objet des diagrammes C et E de la figure 19. Il semble aussi qu'il se produise souvent un transfert de personnes au-delà de l'âge de 15 ans en raison des déclarations d'âge erronées parmi ces populations féminines. Il est probable que ces erreurs proviennent de ce que l'enquêteur doit estimer l'âge de femmes jeunes : lorsque l'enquêtée a dépassé la puberté, et surtout quand elle est déjà mariée, il est probable que l'enquêteur estimera qu'elle est âgée de 15 ans ou plus.

Par contre, la valeur de $b(x)$ pour la population masculine des pays d'Asie indiqués dans le diagramme B ne diminue guère, et parfois pas du tout, entre les âges de 10 à 15 ans; dans le cas des populations africaines masculines (diagramme D), la baisse est moins sensible que dans celui des femmes.

De cette analyse, il ressort que, dans le cas des populations d'Asie du Sud, il pourrait être judicieux de choisir $C(15)$ pour les populations de l'un et de l'autre sexe comme paramètre de la composition par âge sur lequel une population stable est ajustée, puisqu'il semble bien que la tendance à transférer les garçons à des âges inférieurs à 15 ans est compensée, dans une certaine mesure, par celle de transférer les filles au-delà de cet âge. De plus, le choix de $C(15)$ pour les deux sexes semble convenir à la structure observée en Afrique, dans la mesure où, même si les diagrammes D et E ne prouvent pas que les erreurs de déclaration aux alentours de l'âge de 15 ans s'équilibrent entre les garçons et les filles, il semble bien que le point correspondant à 15 soit proche de la moyenne de toutes les valeurs de $b(x)$. Il y a toutefois des exceptions : dans le cas de la population masculine du Maroc, par exemple, $b(15)$ se situe nettement au-dessus de la moyenne de toutes les valeurs de $b(x)$. Par conséquent, si l'on peut ad-

mettre que $C(15)$ représente un bon point de départ pour le choix d'une population stable, rien ne prouve que ce choix soit le meilleur et il peut être parfois nécessaire d'étudier plusieurs solutions fondées sur des valeurs différentes de $C(x)$. Il reste que, dans les sections qui suivent, les méthodes d'estimation exposées partent toutes de $C(15)$ pour les populations de l'un et de l'autre sexes, mais les principes sur lesquels elles reposent sont applicables aussi bien à d'autres valeurs de $C(x)$ si une analyse détaillée de la composition par âge donne à penser qu'il faille procéder ainsi.

C. — Estimation de la fécondité à partir de la proportion de personnes âgées de moins de 15 ans et de la probabilité de survie jusqu'à l'âge de 5 ans

1. Base et principe de la méthode

Le choix d'une population stable type en fonction de la proportion dans la population de personnes âgées de moins de 15 ans (de l'un et de l'autre sexe) et de la probabilité de survie jusqu'à l'âge de 5 ans, $l(5)$, pour obtenir une estimation du taux de natalité est une méthode qui présente plusieurs des caractéristiques souhaitables que nous avons définies dans la section A.1. La proportion de personnes de l'un et de l'autre sexe âgées de moins de 15 ans est souvent moins sensible aux effets des fausses déclarations d'âge que tous les autres points de référence de la composition cumulée par âge, même s'il faut reconnaître que, dans certaines circonstances, $C(15)$ puisse être un point situé trop haut ou trop bas, notamment quand les omissions sont très fréquentes parmi les jeunes enfants ou quand certains problèmes se posent au moment de l'interrogatoire ou de l'enquête (par exemple, quand le phénomène des nombres attractifs se concentre sur l'âge de 14 ans parce que les femmes cherchent à éviter d'être interrogées individuellement à l'occasion d'enquêtes où la population cible est celle dont l'âge se situe entre 15 et 49 ans). Par conséquent, même si elles sont peu sensibles aux effets des déclarations d'âge erronées de type classique, les méthodes d'estimation à partir du point $C(15)$ peuvent encore, dans certains cas, donner des résultats systématiquement déformés. Il est donc recommandé d'étudier avec soin le degré de précision de $C(15)$ avant de prendre la décision d'appliquer ces méthodes.

L'utilisation de $l(5)$ comme indicateur de la mortalité juvénile accroît encore la robustesse générale de cette méthode. Comme on l'a expliqué au chapitre III, on peut estimer $l(5)$ à partir de la proportion de survivants parmi les enfants nés vivants de femmes âgées de 30 à 34 ans (ou au cours de 10 à 14 ans de mariage). En général, cette estimation de la mortalité est relativement fiable et, quand la mortalité a évolué, elle se réfère à une période se situant 6 ou 7 ans environ avant le moment de l'interrogatoire direct, soit la référence temporelle appropriée pour l'estimation du taux moyen de natalité au cours des 15 années ayant précédé l'énumération.

Ensuite, les populations stables types identifiées à partir des valeurs de $C(15)$ et de $l(5)$ parmi les quatre groupes de modèles Coale-Demeny présentent plus ou moins le même taux de natalité et la même fécondité totale. Cette cohérence ne s'étend pas aux populations stables qui, parmi ces différents modèles, ont le même $C(15)$ et le même taux d'accroissement. Par exemple, dans les populations stables pour lesquelles la valeur de $C(15)$ est 0,4195 et celle de $l(5)$, 0,8185, le taux de natalité varie seulement entre 0,0408 et 0,0414, et la fécondité totale entre 5,70 et 5,89 (pour calculer les taux de fécondité totale, on est parti de l'hypothèse que l'âge moyen de la table de fécondité était 29 ans et on a fixé le rapport numérique des sexes à la naissance à 105 naissances masculines pour 100 naissances féminines). En revanche, dans le cas de populations stables avec un $C(15)$ de la même valeur (0,4195) et un taux d'accroissement de 0,025, le taux de natalité se situe entre 0,0408 et 0,0440 et la fécondité totale entre 5,70 et 6,22.

Enfin, ce qui ne peut que surprendre, le choix d'une population stable type à partir de la valeur de $C(15)$ et de $l(5)$ permet d'obtenir une estimation du taux de natalité qui est très proche du taux moyen de natalité au cours des 15 années ayant précédé l'énumération, même quand la population considérée est loin d'être stable.

La précision remarquable de cette approximation dans le cas de populations non stables peut s'expliquer sur un plan heuristique si l'on considère que l'estimation d'un taux stable de natalité à partir des valeurs de $C(15)$ et de $l(5)$ est une forme de projection rétrospective permettant d'obtenir une estimation du taux moyen de natalité au cours des 15 années ayant précédé la date de l'énumération. Lorsqu'il s'agit d'une population stable, le taux moyen de natalité pendant cette période est évidemment le même que le taux de natalité existant, mais il serait possible de l'estimer à partir de la composition stable par âge en appliquant la procédure classique de la projection rétrospective. Le nombre des naissances au cours de la période, estimé par application de la projection rétrospective aux naissances parmi la population pour chaque intervalle d'âge inférieur à 15 ans, est divisé par le nombre d'années-personne vécues par la population totale au cours de la période (estimé par projection rétrospective de la population actuelle en utilisant le taux stable d'accroissement naturel) pour obtenir l'estimation recherchée du taux de natalité. Dans le cas d'une population non stable, un calcul similaire nécessiterait également l'application de la projection rétrospective aux naissances intervenues dans chacun des groupes d'âge quinquennaux se situant dans l'intervalle de 0 à 14 ans et la division du nombre total de naissances ainsi obtenu par l'effectif total de la population après projection rétrospective de celle-ci en fonction du taux d'accroissement réel.

Une population stable choisie de façon telle que ses paramètres concordent avec les valeurs de $C(15)$ et de $l(5)$ qui ont été observées doit comporter une table de mortalité pour laquelle les valeurs de $l(x)$ jusqu'à l'âge de 15 ans sont très proches de celles qui caractérisent la mortalité dans la population considérée au cours des 15 années précédentes, ou à peu de choses près. On peut répartir la population considérée âgée de moins de 15 ans entre les trois groupes d'âge quinquennaux formant la tranche d'âge 0-14 d'une façon qui diffère de celle de la population stable ajustée, mais en raison des faibles taux de mortalité

généralement enregistrés dans cette tranche d'âges (ou au moins entre 3 et 14 ans), les différences de composition par âge au-dessous de 15 ans entre la population considérée et les populations stables ne devrait avoir que peu d'effet sur le nombre de naissances calculé par la méthode de la projection rétrospective. Ainsi, on peut se fonder sur la population stable ajustée pour obtenir une représentation appropriée du numérateur du taux de natalité, à savoir le nombre de naissances au cours des 15 années précédentes.

Il est probable toutefois qu'une différence plus importante influera sur le dénominateur; il s'agit de celle qui résulte des écarts entre le taux d'accroissement observé et le taux stable, surtout si la fécondité a récemment évolué. Si tel est le cas, il est peu probable que la population stable ajustée aux valeurs observées de $C(15)$ et de $l(15)$ présente le même taux d'accroissement que celui qui, au cours des 15 années précédentes, a caractérisé la population dénombrée; en général, le taux d'accroissement de la population stable est plus faible. Pour pousser plus loin l'analogie avec la projection rétrospective, il serait possible d'affiner le taux de natalité de la population stable en tant qu'estimation du taux moyen réel de natalité pendant les 15 années écoulées en procédant à une correction pour tenir compte de la différence entre le taux d'accroissement réel et celui de la population stable, ce qui permettrait d'obtenir une estimation plus précise du dénominateur du taux de natalité. Si le taux d'accroissement de la population stable est inférieur au taux d'accroissement réel, d'après l'analogie avec la projection rétrospective, cela se traduira par une estimation un peu trop élevée du nombre d'années-personne vécues par la population au cours des 15 années précédentes, qui entraînera à son tour une sous-estimation du taux de natalité. Ainsi, il est possible de corriger en hausse le taux de natalité en le multipliant par le rapport du nombre des années-personne vécues qu'implique le taux d'accroissement stable au nombre réel d'années-personne vécues par la population dénombrée, c'est-à-dire par $N_0\exp[-7{,}5r_s]/N_0\exp[-7{,}5r_0]$, où N_0 désigne la population totale dénombrée, r_s le taux d'accroissement stable et r_0 le taux d'accroissement enregistré. Si, par exemple, la différence entre le taux moyen réel d'accroissement pendant les 15 années précédentes et le taux d'accroissement de la population stable ajustée est de 0,002 (mettons, une valeur réelle de 0,022 et une valeur stable de 0,020), la correction intéressant le dénominateur peut être apportée directement au taux de natalité de la population stable ajustée en le multipliant par le facteur $\exp[7{,}5(0{,}022 - 0{,}020)]$. La correction en hausse serait alors de l'ordre de 1,5 p. 100. Une procédure analogue pourrait être utile dans les cas de déstabilisation résultant d'une évolution de la mortalité. Mais il importe de préciser que la correction n'améliore pas toujours l'estimation initiale du taux de natalité, surtout quand une évolution de la fécondité est intervenue très récemment. De plus, la correction n'est pas toujours appropriée dans la pratique, quand le taux d'accroissement enregistré est faussé parce que la complétude de l'énumération s'est trouvée modifiée d'une manière ou d'une autre.

Le tableau 141 montre les résultats qui ont été obtenus quand cette méthode d'estimation a été appliquée à plusieurs populations pour lesquelles l'enregistrement des naissances est complet et précis. Les taux moyens de natalité estimés à partir de $l(5)$ et de $C(15)$ y sont comparés avec les taux moyens de natalité enregistrés au cours des 15 années précédant chacun des recensements. Dans la première partie du tableau 141, la valeur de $l(5)$ a été estimée à partir des données relatives aux enfants nés vivants et survivants. Dans la deuxième partie, qui porte sur des pays pour lesquels on ne dispose pas de données de ce type, la valeur de $l(5)$ a été relevée dans les tables de mortalité officielles portant approximativement sur la période de 7,5 années ayant précédé chaque recensement. En ces cas, du moins, la méthode appliquée donne des estimations particulièrement précises du taux de natalité dans des populations qui manquent très évidemment de stabilité.

2. Données requises

Les données requises pour appliquer cette méthode sont les suivantes :

a) L'effectif de la population dénombrée classé par groupe d'âge quinquennal et par sexe. Strictement parlant, il suffit de disposer des chiffres de la population de l'un et de l'autre sexe âgée de moins de 15 ans et de la population totale. Mais si l'on veut pouvoir apprécier la qualité des données (par exemple, en appliquant la méthode exposée à la section 8), il faut disposer également d'une classification par sexe;

b) Une estimation de $l(5)$ pour la population de l'un et de l'autre sexe se rapportant approximativement à la période de 6 à 8 ans avant la date de l'énumération. (On trouvera au chapitre III un exposé des méthodes appliquées pour obtenir cette estimation à partir des données relatives aux enfants nés vivants et survivants.);

c) Une estimation des migrations nettes au cours de la période précédant la date à laquelle la population a été dénombrée. Si les migrations nettes sont importantes, on devra tenir compte de leurs effets et ne procéder à l'analyse par la méthode des populations stables qu'après avoir corrigé la composition par âge observée;

d) Une estimation du rapport numérique des sexes à la naissance;

e) Une estimation du taux d'accroissement au cours de la période d'une quinzaine d'années ayant précédé l'énumération (cette estimation n'est nécessaire que si certains éléments tendent à prouver que la population dénombrée n'est pas stable, même approximativement, et s'il est souhaitable, de ce fait, de corriger le taux de natalité stable pour tenir compte de la différence entre le taux d'accroissement observé et le taux stable).

3. Procédé de calcul

Opération 1 : calcul de la proportion de personnes de l'un et de l'autre sexe âgées de moins de 15 ans. On calcule cette proportion, $C(15)$, en appliquant les principes généraux définis pour l'opération 1 à la sous-section B.3. Pour l'essentiel,

$$C(15) = ({}_5N_0 + {}_5N_5 + {}_5N_{10})/N \qquad \text{(C.1)}$$

où ${}_5N_x$ désigne la population des deux sexes dont l'âge se situe entre x et $x+4$, et N la population totale dénombrée (à l'exclusion des personnes d'âge inconnu).

Opération 2 : détermination d'un niveau de mortalité compatible avec la probabilité de survie jusqu'à l'âge de 5 ans. On détermine le niveau de mortalité recherché par interpolation linéaire (voir l'annexe IV) entre les probabilités de survie jusqu'à l'âge de 5 ans, $l(5)$, énumérées à l'annexe VIII, pour la structure de la mortalité choisie comme étant celle qui correspond le mieux à la population considérée. Il convient de préciser que le niveau de mortalité doit être connu pour la population masculine et pour la population féminine, et non pour l'ensemble de la population; en effet, et bien que $l(5)$ se réfère à l'un et l'autre sexe, on utilise, pour déterminer un niveau de mortalité, des tables de mortalité ne concernant que la population masculine ou la population féminine. La raison en est simple : le volume publié par Coale et Demeny ne contient pas de populations stables types pour l'ensemble des deux sexes[7].

Opération 3 : détermination de la population stable caractérisée par la même probabilité de survie jusqu'à l'âge de 5 ans et la même proportion de personnes âgées de moins de 15 ans que la population considérée. A partir du niveau de mortalité déterminé lors de l'opération 2 et du groupe de populations stables types d'un des deux sexes (masculin ou féminin), on obtient deux populations caractérisées par le niveau de mortalité estimatif, dans lesquelles la proportion de personnes âgées de moins de 15 ans comprend la valeur observée de $C(15)$ pour l'un et l'autre sexe, désignée par $C_o(15)$, en ce sens que $C_1(15) \leqslant C_o(15) \leqslant C_2(15)$. Cette opération achevée, on obtient, par interpolation entre les valeurs des paramètres des deux populations stables, les estimations stables recherchées (taux de natalité, taux d'accroissement et taux de mortalité, par exemple). Il convient de préciser ici encore que, même si le $C_o(15)$ observé se rapporte à l'ensemble de la population, l'interpolation ne peut être réalisée qu'à l'intérieur de populations stables composées de personnes du même sexe (masculin ou féminin). Cette procédure implique donc que l'on parte de l'hypothèse selon laquelle la structure sous-jacente de la mortalité pour l'ensemble de la population considérée est semblable à celle qui caractérise la population masculine ou féminine type prise comme référence.

Opération 4 : calcul du taux brut de reproduction et de la fécondité totale dans la population stable choisie. La population que l'on a déterminée lors de l'opération 3 se compose de personnes de l'un et de l'autre sexe, de telle sorte que les paramètres qui se rapportent uniquement à la population féminine ne peuvent pas être obtenus par un calcul direct. Pour connaître leur valeur, il est indispensable de déterminer la population féminine stable qui est associée à la population stable de l'un et de l'autre sexe que l'on a déjà choisie. Ainsi, pour identifier une population féminine stable propre à servir de référence, on peut estimer le taux de natalité féminine par l'équation suivante :

$$b_f = b_t \frac{B_f / B_t}{N_f / N_t} \qquad \text{(C.2)}$$

où b_t désigne le taux de natalité estimatif dans l'ensemble de la population, B_f/B_t la proportion de naissances féminines (B désignant le nombre de naissances) et N_f/N_t la proportion de personnes du sexe féminin dans la population (N étant l'effectif total). On peut considérer que la proportion de naissances féminines est d'environ 48,8 p. 100 du total, sauf en Afrique tropicale ou parmi les populations qui sont essentiellement d'origine africaine, pour lesquelles il convient d'utiliser une proportion proche de 49,3 p. 100. La proportion de personnes du sexe féminin dans la population totale est donnée par le recensement, sauf si l'on constate de fortes différences dans la fréquence des omissions selon le sexe.

Précisons que B_f/B_t peut également s'écrire

$$B_f / B_t = 1.0/(1.0+RSN) \qquad \text{(C.3)}$$

où *RSN*, c'est-à-dire le rapport numérique des sexes à la naissance, est défini comme étant le nombre de naissances masculines pour chaque naissance féminine. Par conséquent, il suffit de connaître le *RSN* et les effectifs totaux des populations masculine et féminine pour calculer b_f à partir de b_t.

Une fois b_f connu, on peut, à partir du niveau de mortalité que l'on a déterminé par l'opération 2, passer à l'estimation du taux brut de reproduction, *TBR*, que l'on obtient par interpolation à l'intérieur de l'ensemble des populations féminines stables appartenant au groupe choisi. Toutefois, les populations stables types imprimées ne comportent des estimations du taux brut de reproduction que pour certains âges moyens de la table de fécondité. Il est donc recommandé de procéder à une première estimation de ce taux en fixant cet âge moyen, μ, à 29 ans. Par la suite, s'il est possible d'estimer μ avec plus de précision pour la population considérée (voir l'annexe III), l'estimation préliminaire du *TBR* (29) peut être corrigée grâce à l'équation suivante :

$$TBR(\mu) = TBR(29) \exp[(\mu-29)(r+\delta(\mu))] \qquad \text{(C.4)}$$

où $\delta(\mu)$ désigne le taux de mortalité à l'âge μ, que l'on estime comme suit :

$$\delta(\mu) = 0.5({}_5M_{25} + {}_5M_{30}) \qquad \text{(C.5)}$$

où ${}_5M_x$ désigne le taux moyen de mortalité parmi les personnes du sexe féminin âgées de x à $x+4$ ans dans la table de mortalité au niveau déterminé lors de l'opération 2.

Enfin, on obtient une estimation de la fertilité totale par l'équation :

$$FT = TBR(1.0+B_m/B_f) = TBR(1.0+RSN). \qquad \text{(C.6)}$$

Il convient de préciser que l'opération 4 doit être omise quand certains éléments tendent à prouver que la population considérée n'est pas stable, même approximativement, dans la mesure où les estimations obtenues par la méthode appliquée pour cette opération ne se réfèrent qu'à

[7] *Ibid.*

une population stable. Ces estimations peuvent donc induire en erreur, surtout quand il y a eu recul de la fécondité.

Opération 5 : correction de l'estimation du taux stable de natalité quand la population n'est pas réellement stable. Si certains éléments tendent à prouver que des changements importants sont intervenus dans la fécondité et la mortalité effectives, on ne peut considérer que le taux stable de natalité obtenu lors de l'opération 3 représente une estimation appropriée du paramètre correspondant de la population véritable. Heureusement, si l'on connaît le taux moyen d'accroissement de la population au cours de la période d'une quinzaine d'années qui a précédé la date de l'énumération, il est possible de corriger l'estimation du taux stable de natalité afin de tenir compte des effets d'un recul de la fécondité. Comme dans les autres cas, on estime le taux d'accroissement recherché sur la base d'énumérations de la population réalisées à des dates différentes. Pour ce calcul on utilise l'équation suivante :

$$r_o = [\ln(N_2) - \ln(N_1)]/(t_2 - t_1) \qquad \text{(C.7)}$$

où N_1 désigne l'effectif total de la population dénombrée à la date t_1 (y compris les personnes d'âge inconnu).

Quand r_o diffère du taux stable d'accroissement, r_s, que l'on a estimé lors de l'opération 3, il est également possible de corriger le taux stable de natalité obtenu pendant la même opération en appliquant l'équation :

$$b^* = b_s \exp[7.5(r_o - r_s)]. \qquad \text{(C.8)}$$

4. Exemple détaillé

On a pris comme exemple le cas du Brésil en 1960. Cette année-là un recensement a eu lieu, dont la date de référence était le 1er septembre. On a déjà utilisé les résultats de ce recensement au chapitre III, sous-section E.4, *b*, pour obtenir des estimations de la mortalité juvénile. En outre, on a évalué, dans les sous-sections B.4 et B.5, la fiabilité de la composition par âge observée dans la population masculine. Comme cela est souvent le cas, il semble que la proportion de personnes de sexe masculin âgées de moins de 15 ans ait été surenregistrée, tandis qu'il n'existe pas d'erreur systématique ambiguë concernant le paramètre $C(15)$ dans le cas de la population féminine (voir les diagrammes F et G de la figure 19). Par conséquent, il semble qu'il n'y ait pas de raison d'ajuster une population stable par rapport à m'importe quel $C(x)$ de préférence à $C(15)$; mais, en considérant que les erreurs qui modifient les valeurs de $C(15)$ pour les hommes et pour les femmes ne s'annulent pas forcément dans ce cas précis, on a appliqué ici, à des fins d'illustration, la méthode exposée dans la présente section.

Les différentes opérations du calcul sont les suivantes :

Opération 1 : calcul de la proportion de personnes de l'un et de l'autre sexe âgées de moins de 15 ans. Le tableau 144 donne les chiffres de base de la population sous forme de nombres cumulés de personnes n'ayant pas atteint certains âges, et on dispose d'une classification par sexe. D'après ce tableau,

$$_{15}N_0 = 15\,157 + 14\,757 = 29\,914$$

alors que

$$N = 35\,012 + 35\,083 = 70\,095$$

de telle sorte que

$$C(15) = 29\,914/70\,095 = 0.4268.$$

Tableau 144
POPULATION D'ÂGE INFÉRIEUR À L'ÂGE EXACT x, $N(x-)$, PAR SEXE, BRÉSIL, 1960
(En milliers)

Age x (1)	Population d'âge inférieur à l'âge exact x	
	Sexe masculin $N(x-)$ (2)	Sexe féminin $N(x-)$ (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

Opération 2 : détermination d'un niveau de mortalité compatible avec la probabilité de survie jusqu'à l'âge de 5 ans. On a procédé, au chapitre III, sous-section B.4, *b*, à l'estimation de la mortalité juvénile à partir des données relatives aux enfants nés vivants et survivants rassemblées à l'occasion du recensement brésilien de 1960. Dans ce même chapitre, le tableau 79 donne les données brutes, tandis que le tableau 80 indique les estimations résultantes de la mortalité juvénile. L'estimation de $l(5)$ pour les personnes de l'un et de l'autre sexe est 0,8222. Dans la sous-section E.4, *b*, du chapitre III, on a constaté que, si l'on suppose que le rapport numérique des sexes à la naissance au Brésil est de 1,05 naissances masculines pour une naissance féminine, cette valeur de $l(5)$ est compatible avec le niveau 13,6 des tables de mortalité du groupe Ouest pour l'ensemble de la population. Mais, si en appliquant les méthodes exposées dans le présent chapitre on devait toujours utiliser des tables de mortalité applicables aux personnes de l'un et de l'autre sexe, il serait nécessaire de construire de nouvelles populations stables à partir de ces tables de mortalité, puisque les tables Coale et Demeny se réfèrent séparément à la population masculine et à la population féminine. Etant donné la robustesse des méthodes exposées ici à l'égard des variations qui interviennent dans les structures types de la mortalité (voir la section C.1), il ne paraît pas nécessaire d'imposer une compatibilité absolue en utilisant uniquement des populations stables se référant à l'un et l'autre sexe à la fois. Il est plus commode, et à peine moins satisfaisant du point de vue de la précision des estimations obtenues, d'utiliser

les populations stables types pour chaque sexe de la série publiée par Coale et Demeny, comme s'il s'agissait de représentations assez fidèles de la situation dans les populations masculine et féminine combinées. Cela revient à supposer que si, par exemple, on se sert uniquement des tables concernant la population féminine, la structure de la mortalité qui ressort des tables de mortalité féminine est une représentation assez fidèle de la structure de la mortalité dans l'ensemble de la population. Dans le cas qui nous occupe, cette hypothèse est plus satisfaisante qu'on pourrait le penser *a priori*, dans la mesure où seule la mortalité jusqu'à l'âge de 15 ans revêt une importance majeure; or, il se trouve que, dans la tranche d'âges de 0 à 14 ans, les différences de structure de la mortalité entre l'ensemble de la population et les populations masculine et féminine prises séparément sont relativement peu importantes.

Dans le cas du Brésil en 1960, on a supposé que les tables de mortalité pour la population féminine du groupe Ouest étaient une représentation assez fidèle des structures réelles de la mortalité. En conséquence, on a utilisé les valeurs types de $l(5)$ qui figurent dans le tableau 236 (voir l'annexe VIII) pour déterminer le niveau de mortalité correspondant à la valeur 0,8222. Comme d'habitude, on se sert de l'interpolation linéaire (voir l'annexe IV) pour trouver ce niveau; il s'agit, en l'occurrence, de rechercher parmi les valeurs indiquées dans la colonne $l(5)$ du tableau 236 les deux valeurs qui encadrent le $l(5)$ observé. En l'occurrence, il s'agit de $l_{13}(15) = 0{,}81848$ et de $l_{14}(15) = 0{,}84106$, où les indices inférieurs indiquent le niveau auquel chaque valeur est associée. Puis, on calcule le facteur d'interpolation, θ, de la façon suivante :

$$\theta = (0.82220 - 0.81848)/(0.84106 - 0.81848) = 0.16.$$

Par conséquent, le niveau recherché pour la population féminine du groupe Ouest est 13,16.

Opération 3 : détermination de la population stable caractérisée par la même probabilité de survie jusqu'à l'âge de 5 ans et la même proportion de personnes âgées de moins de 15 ans que la population considérée. On commence par calculer la proportion de personnes âgées de moins de 15 ans, $C(15)$, au niveau 13.16 pour les populations féminines stables du groupe Ouest caractérisées par différents taux de natalité (ou différents taux d'accroissement). Si on se reporte aux compositions stables par âge qui ont été imprimées, on constate qu'au niveau 13, $C_1(15) = 0{,}4195$ dans le cas d'une population ayant un taux d'accroissement annuel de 0.025 et que $C_2(15) = 0{,}4539$ dans celui d'une population ayant un taux d'accroissement annuel de 0.030. Les valeurs correspondantes au niveau 14 sont $\hat{C}_1(15) = 0{,}4141$ et $\hat{C}_2(15) = 0{,}4487$. Par conséquent, pour obtenir les estimations correspondantes au niveau 13,16, on applique le facteur d'interpolation θ de 0.16 de la façon suivante :

$$C_1^*(15) = 0.84(0.4195) + 0.16(0.4141) = 0.4186$$

$$C_2^*(15) = 0.84(0.4539) + 0.16(0.4487) = 0.4531$$

où l'indice supérieur * indique que les valeurs de $C(15)$ correspondent au niveau 13,16. Restent à trouver le taux d'accroissement et le taux de natalité auxquels la valeur observée de $C(15)$, soit 0,4268, est associée. On constate que les estimations de $C^*(15)$ obtenues plus haut encadrent la valeur observée comme on le désirait. On se sert alors de la valeur observée de $C(15)$ pour procéder à des interpolations entre les valeurs de $C^*(15)$, le facteur d'interpolation requis étant le suivant :

$$\theta = (0.4268 - 0.4186)/(0.4531 - 0.4186) = 0.24.$$

On calcule le taux d'accroissement associé avec la valeur observée de $C(15)$ en appliquant θ :

$$r_s = 0.76(0.025) + 0.24(0.030) = 0.0262.$$

Le tableau 145 donne certains des résultats intermédiaires de ces calculs, ainsi que les estimations du taux de natalité. Celles du niveau 13,16 pour des taux d'accroissement de 0,025 et de 0,030 s'obtiennent exactement de la même manière que les estimations de C^* (15) indiquées ci-dessus. On calcule alors le taux de natalité pour $r_s = 0.00262$ comme suit :

$$b_s = 0.76(0.04051) + 0.24(0.04538) = 0.04168.$$

Cette valeur est donc l'estimation stable du taux de natalité.

Opération 4 : calcul du taux brut de reproduction et de la fécondité totale dans la population stable choisie. Comme on le verra dans la section suivante, la population stable déterminée lors de l'opération 3 n'est pas une représentation assez fidèle de la population brésilienne en

Tableau 145

DÉTERMINATION DE LA POPULATION STABLE CARACTÉRISÉE PAR LA PROPORTION OBSERVÉE DE PERSONNES ÂGÉES DE MOINS DE 15 ANS AU NIVEAU 13,16, BRÉSIL, 1960

	Niveau de mortalité féminine, groupe Ouest					
	13.0		*14.0*		*13.16*	
Taux d'accroissement (1)	*Proportion de moins de 15 ans, C(15) (2)*	*Taux de natalité (3)*	*Proportion de moins de 15 ans, C(15) (4)*	*Taux de natalité (5)*	*Proportion de moins de 15 ans, C(15) (6)*	*Taux de natalité (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

1960. Par conséquent, il ne rimerait à rien de calculer, à ce stade, les autres paramètres de cette population stable, dans la mesure où il est peu probable qu'ils puissent être acceptés comme estimations valables pour la population réelle. Par conséquent, on remet à plus tard les calculs prévus pour l'opération 4 (voir la sous-section C.5).

Opération 5 : correction de l'estimation du taux stable de natalité quand la population n'est pas réellement stable. Des recensements ont eu lieu au Brésil le 1er juillet 1950 et le 1er septembre 1960, et ils ont donné des effectifs totaux (y compris les personnes d'âge inconnu) de 51 916 000 personnes et 70 119 000 personnes respectivement. Par conséquent, le taux intercensitaire d'accroissement s'établit comme suit :

$$r_o = \ln[70\,119/51\,976]/10.167 = 0.0295.$$

Il est évident que ce taux d'accroissement est très supérieur à celui que l'on a estimé par l'opération 3 dans le cas de la population stable ajustée. Cet écart suggère soit que la population brésilienne n'était pas stable, en raison de changements intervenus dans la mortalité ou la fécondité, qui auraient eu sur le taux estimatif de natalité des effets dont il convient de tenir compte, soit que quelque autre problème méthodologique se pose. En laissant pour le moment de côté l'éventualité de la seconde situation et ce, à titre d'illustration, on calcule comme suit un taux corrigé de natalité en se fondant sur l'équation (C.8) :

$$b = b_s \exp[7.5(r_o - r_s)]$$

$$= 0.04168 \exp[7.5(0.0295 - 0.0262)]$$

$$= 0.04272.$$

5. Observations sur l'exemple détaillé

L'exemple qui précède appelle diverses observations et, comme on va le voir, certaines d'entre elles conduiront à modifier complètement les estimations que l'on vient de calculer. La première observation, toutefois, est essentiellement de nature méthodologique : il s'agit de savoir si, pour appliquer cette méthode, il faut utiliser des populations stables types masculines ou féminines. Dans le cas que l'on vient d'analyser, si l'on avait utilisé les populations stables types masculines du groupe Ouest, la valeur observée de $l(5)$ pour les deux sexes combinés aurait conduit à un niveau de mortalité de 13,97 et les estimations préliminaires des taux stables de natalité et d'accroissement auraient été 0,04155 et 0,0260 respectivement. La correction de cette dernière estimation par le facteur exp [7.5 (0.0035)] = 1,0265 aurait permis d'obtenir une estimation finale du taux de natalité de 0,04265, dans laquelle les trois premiers chiffres significatifs concordent avec ceux de l'estimation obtenue par l'opération 5 en utilisant des populations types féminines. C'est là un nouvel exemple de la robustesse de la procédure d'estimation par rapport aux changements qui interviennent dans la structure type de la mortalité à laquelle on se réfère.

Maintenant, il convient d'apprécier la justesse des estimations obtenues. La différence entre le taux estimatif stable d'accroissement, soit 0,0262, et le taux d'accroissement intercensitaire, soit 0,0295, peut s'expliquer de deux façons : soit que le recensement de 1960 a été plus complet que celui de 1950, soit que la structure de la mortalité du groupe Ouest n'est pas une représentation assez fidèle de la mortalité effective dans la population brésilienne (on s'attendrait à des taux d'accroissement plus élevés dans des populations caractérisées par une valeur donnée de $C(15)$ et dans lesquelles la mortalité est plus forte avant 5 ans et plus faible après cet âge que dans le cas de la population type du groupe Ouest).

Afin d'évaluer l'effet que le choix d'une certaine structure type de mortalité peut avoir sur les estimations finales et pour déterminer le degré d'ajustement d'autres modèles, on répète la procédure d'estimation en utilisant une population type du groupe Sud. Il s'agit d'abord d'obtenir des estimations suffisamment précises de la mortalité juvénile en se référant au modèle Sud. Le coefficient approprié que donne le tableau 47 (voir le chapitre III) et les rapports $P(1)/P(2)$ et $P(2)/P(3)$ observés et donnés dans le tableau 80 (voir le chapitre III) sont utilisés, ainsi que $D(4)$, pour obtenir l'estimation recherchée de $l(5)$. Sa valeur pour les deux sexes est de 0,8201, ce qui suppose un niveau de mortalité de 14.85 dans les tables concernant la population féminine. Si l'on répète l'opération 3, mais avec la population du groupe Sud, l'estimation préliminaire du taux de natalité obtenue à partir de $C(15)$ au niveau 14,85 des tables de la population féminine est de 0,04231 et l'estimation correspondante du taux d'accroissement est de 0,02859. Si l'on s'était référé à des populations stables masculines plutôt qu'à des populations féminines, les résultats correspondants auraient été 0,04221 et 0,02805, ce qui prouve que le choix de populations stables types de l'un ou de l'autre sexe ne revêt pas une importance majeure. Ce taux d'accroissement est raisonnablement proche du taux d'accroissement intercensitaire, ce qui implique un facteur de correction de 1,0068 seulement, l'estimation corrigée du taux de natalité étant alors de 0,04260. Le fait que cette estimation corrigée coïncide virtuellement avec celle que l'on a obtenue précédemment à partir d'un modèle différent de mortalité démontre une fois encore la robustesse, par rapport au choix de la structure de la mortalité, de la méthode d'estimation du taux de natalité à partir des valeurs de l(5), de $C(15)$ et de r. Il est possible d'obtenir une estimation très précise du taux de natalité (à supposer, bien entendu, que les données sur lesquelles on se fonde soient correctes) que la population soit stable ou non et quel que soit le groupe de populations stables types que l'on emploie pour le calcul. De plus, le fait que le taux d'accroissement intercensitaire et le taux stable estimatif d'accroissement concordent largement quand on utilise le groupe Sud de populations stables prouve que ce modèle convient fort bien comme représentation des structures de la mortalité au Brésil pendant la période de 15 ans ayant précédé 1960, à condition, bien entendu, que l'estimation intercensitaire du taux d'accroissement puisse être considérée comme fiable.

Maintenant que l'on dispose d'une estimation aussi précise que possible du taux de natalité dans la population brésilienne pendant une quinzaine d'années avant 1960,

on consacrera le reste de la présente section à l'estimation des autres paramètres de la population considérée, à partir de ceux de la population stable ajustée. A cette fin, on a repris ci-après l'exposé de l'opération 4 de l'exemple détaillé.

Opération 4 : calcul du taux brut de reproduction et de la fécondité totale dans la population stable choisie. Pour estimer la fécondité totale et le taux brut de reproduction, il faut commencer par déterminer une population féminine stable qui soit compatible avec la population observée. Ce processus de détermination s'appuie sur la valeur estimative de $l(5)$ pour l'ensemble de la population, le taux de natalité féminine qu'implique l'estimation finale du taux de natalité (b = 0,0426), le rapport numérique des sexes à la naissance et le rapport numérique des sexes dans la population dénombrée. Si l'on part de l'hypothèse que le rapport numérique des sexes à la naissance est de 1,05 naissances masculines pour chaque naissance féminine, il s'ensuit que 48,8 p. 100 des enfants nés sont des filles et, puisque la proportion de personnes du sexe féminin dans la population totale s'établit comme suit :

$$N_f/N = 35\ 083/(35012+35083) = 0.5005,$$

le taux de natalité féminine est le suivant :

$$b_f = (0.0426)(0.488)/0.5005 = 0.0415.$$

Et, de même, le taux de natalité masculine :

$$b_m = (0.0426)(1.0-0.488)/(1.0-0.5005)$$

$$= (0.0426)(0.512)/0.4995 = 0.0437.$$

La valeur estimative du paramètre $l(5)$ pour la population de l'un et de l'autre sexe est de 0,8201 (d'après la population type du groupe Sud), ce qui sous-entend un niveau de mortalité de 15.20 dans les tables types de mortalité du groupe Sud pour l'ensemble de la population étant donné le rapport numérique présumé des sexes à la naissance (voir le tableau 232, annexe VIII). Il en ressort que la population féminine stable du groupe Sud, caractérisée par un niveau de mortalité de 15,20 et un taux de natalité de 0,0415, présente un *TBR*(29) de 2,89 naissances féminines par femme (on trouvera dans le tableau 146 des détails sur le processus d'interpolation qui a conduit à cette estimation). La valeur 29 indique que cette estimation du taux brut de reproduction découle de l'hypothèse selon laquelle l'âge moyen de procréation, désigné par le symbole μ, est de 29 ans au Brésil. Bien que l'on ne dispose pas des données requises pour une estimation directe de μ pour le Brésil, on a utilisé la méthode d'estimation 1 exposée à l'annexe III pour obtenir une valeur de 29,1 années, à partir du rapport $P(3)/P(2)$ observé (voir le chapitre III, tableau 80). Comme cette estimation de μ n'est pas d'une grande précision, on a considéré que la valeur arrondie, 29, serait une bonne approximation pour l'estimation du taux brut de reproduction. Quant à la fécondité totale, *TF*, on l'estime en divisant le *TBR*, soit le nombre moyen de naissances féminines par femme, par la proportion de naissances féminines :

$$TF = TBR\ /0.488 = 5.92.$$

C'est-à-dire que, avec les taux de fécondité observés au cours des 15 années qui ont précédé 1960, une femme brésilienne ayant vécu jusqu'à la fin de sa période de procréation devrait avoir eu en moyenne six enfants environ. Il convient toutefois de souligner que, si les estimations finales du taux de natalité pour les deux sexes (soit 0,0426) sont assez sûres, celles du taux brut de reproduction et de la fertilité totale le sont moins, ce qui s'explique en partie par le caractère incertain du rapport numérique entre les sexes dans la population et en partie par des doutes quant à la structure par âge présumée de la fécondité. C'est pourquoi il faut faire preuve de prudence dans l'interprétation de ces valeurs.

Tableau 146

ESTIMATION DU TAUX BRUT DE REPRODUCTION (*TBR*) PAR INTERPOLATION ENTRE LES POPULATIONS FÉMININES STABLES TYPES DU GROUPE SUD, BRÉSIL, 1960

Niveau de mortalité					
15		*16*		*15.2*	
Taux de natalité (1)	*Taux brut de reproduction TBR(29) (2)*	*Taux de natalité (3)*	*Taux brut de reproduction TBR(29) (4)*	*Taux de natalité (5)*	*Taux brut de reproduction TBR(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

D.—Estimation de l'espérance de vie à l'âge de 5 ans et du taux de mortalité au-delà de 5 ans, à partir de la proportion de personnes âgées de moins de 15 ans et du taux d'accroissement

1. BASE ET PRINCIPE DE LA MÉTHODE

On a déjà pu constater, au cours de ce chapitre, que, dans le cas de populations stables appartenant à des ensembles différents de tables types, le taux de natalité ne

varie pratiquement pas pour des valeurs données des coefficients $C(15)$ et $l(5)$, mais qu'il n'en va pas de même dans celui de populations stables types auxquelles on applique des valeurs données du coefficient $C(15)$ et du taux d'accroissement. La raison pour laquelle le coefficient $l(5)$ est plus sûr pour déterminer des populations stables présentant le même taux de natalité réside en ce que la mortalité juvénile est l'élément de base qui détermine le rapport entre $C(15)$ et le taux de natalité. En revanche, c'est la mortalité à tous les âges qui aide à déterminer le taux général de mortalité et, par conséquent, le taux d'accroissement quand on connaît le taux de natalité. C'est dans le rapport qu'ils impliquent entre les taux de mortalité juvénile et les taux de mortalité à des âges plus avancés que les ensembles de tables types de mortalité diffèrent le plus visiblement.

On connaît deux paramètres dont les valeurs restent très semblables dans les populations stables qui présentent le même $C(15)$ et le même taux d'accroissement : il s'agit du taux de mortalité au-delà de 5 ans et de l'espérance de vie à l'âge de 5 ans. Dans les populations stables où la proportion de personnes âgées de moins de 15 ans est la même, on retrouve à peu près la même proportion d'enfants atteignant chaque année l'âge de 5 ans, c'est-à-dire presque le même taux d'entrée (ou de naissance) dans la population âgée de 5 ans et plus. Puisque, dans n'importe quelle population fermée, le taux de mortalité se calcule en déduisant le taux d'accroissement du taux de natalité, les populations stables caractérisées par le même $C(15)$ et le même taux d'accroissement présentent à peu de choses près le même taux de mortalité après l'âge de 5 ans et la même espérance de vie à l'âge de 5 ans, même quand la structure par âge de la mortalité y est assez différente. Le tableau 147 donne le taux de mortalité au-delà de 5 ans et l'espérance de vie à l'âge de 5 ans pour des populations stables types des groupes Nord, Sud, Est et Ouest, quand la proportion de personnes âgées de moins de 15 ans est de 0,4195 et le taux d'accroissement de 0,025. Quel que soit le groupe de tables types de mortalité et qu'il s'agisse d'une population stable masculine ou féminine, les deux mesures sommaires de la mortalité au-delà de l'âge de 5 ans sont presque les mêmes pour des valeurs précises de $C(15)$ et de r. En d'autres termes, dans le cas de populations qui sont à peu près stables, si la proportion de personnes âgées de moins de 15 ans et le taux intercensitaire d'accroissement naturel ont été enregistrés avec précision, le choix d'une population stable type sur la base des coefficients $C(15)$ et r offre une estimation robuste de la mortalité générale au-delà de 5 ans d'âge, tout au moins pour la série des structures de la mortalité que couvrent les quatre groupes de Coale et Demeny.

Il importe toutefois de souligner que les conditions prescrites dans le paragraphe précédent, c'est-à-dire que la population soit presque stable et que $C(15)$ et r soient enregistrés avec précision, doivent nécessairement être remplies pour que les estimations de la mortalité obtenues puissent être considérées comme valables. En d'autres termes, cette méthode est très sensible aux écarts par rapport à la stabilité et aux erreurs dans les données de base. En particulier, les estimations de la mortalité obtenues par ajustement d'une population stable en fonction des coefficients $C(15)$ et r d'une population dans laquelle la fécondité a progressivement baissé donnent généralement une espérance de vie à l'âge de 5 ans inférieure à la réalité; de même, on peut s'attendre à des distorsions sérieuses quand la valeur de $C(15)$ ou celle de r présentent des risques d'erreurs. C'est pouquoi, dans la plupart des cas, il faut évaluer avec soin, en tenant compte des autres

Tableau 147

TAUX DE MORTALITÉ AU-DELÀ DE 5 ANS ET ESPÉRANCE DE VIE À 5 ANS DANS DIFFÉRENTES POPULATIONS STABLES TYPES AVEC UNE PROPORTION DE PERSONNES DE MOINS DE 15 ANS, $C(15)$, DE 0,4195 ET UN TAUX D'ACCROISSEMENT, r, DE 0,025

	Espérance de vie à 5 ans			*Taux de mortalité au-delà de 5 ans*		
Groupe de la table de mortalité (1)	*Sexe masculin (2)*	*Sexe féminin (3)*	*Ensemble de la population (4)*	*Sexe masculin (5)*	*Sexe féminin (6)*	*Ensemble de la population (7)*
Nord	55.7	56.1	55.9	0.0104	0.0104	0.0104
Sud	55.9	56.5	56.3	0.0101	0.0100	0.0101
Est	55.3	55.7	55.4	0.0102	0.0102	0.0102
Ouest	55.2	55.9	55.6	0.0102	0.0102	0.0102

éléments d'appréciation disponibles, les résultats obtenus par cette méthode avant de les considérer comme des estimations finales de la mortalité adulte.

2. DONNÉES REQUISES

Les données requises pour appliquer cette méthode sont les suivantes :

a) La population, classée par groupe d'âge quinquennal et par sexe. A proprement parler, il suffirait de connaître l'effectif de la population âgée de moins de 15 ans et celui de la population totale, mais le fait de disposer d'une composition par âge et par sexe permet d'apprécier la qualité des données (voir la section B);

b) L'effectif total de la population au moment du recensement et à partir au moins d'un recensement précédent. Quand on connaît l'effectif total et la composition par âge à différentes dates, on dispose d'éléments d'appréciation quant à la stabilité approximative de la population;

c) Une estimation de la migration nette au moins pendant la période intercensitaire la plus récente. Si la balance migratoire est importante, il faudra corriger en con-

séquence la population dénombrée avant d'appliquer la méthode.

3. Procédé de calcul

Les différentes opérations du calcul à réaliser sont exposées ci-après.

Opération 1 : calcul de la proportion déclarée de personnes âgées de moins de 15 ans. On calcule cette proportion, $C(15)$, en divisant la population âgée de 0 à 14 ans par le nombre total des personnes dont l'âge a été enregistré. Le dénominateur ne doit pas comprendre les individus dont l'âge est inconnu.

Opération 2 : calcul du taux d'accroissement intercensitaire. On calcule le taux annuel d'accroissement de la population au cours de la période intercensitaire en appliquant la formule suivante :

$$r_o = [\ln(N_2) - \ln(N_1)]/(t_2 - t_1) \qquad \text{(D.1)}$$

où N_1 désigne l'effectif total de la population dénombrée à la date t_1. N_1 devrait comprendre tous les membres de la population, y compris ceux dont l'âge n'est pas connu, et t_1 doit être exprimé en années, avec une fraction décimale, le cas échéant.

Opération 3 : détermination de la population stable où la proportion de personnes de moins de 15 ans et le taux d'accroissement sont les mêmes que dans la population dénombrée. Il faut déterminer la population stable dans laquelle la proportion de personnes âgées de moins de 15 ans, $C(15)$, et le taux d'accroissement, r_s, correspondent exactement à ceux qui ont été estimés par l'opération 2. Puisque, pour une structure donnée de la mortalité, le niveau de mortalité et le taux d'accroissement suffisent à déterminer une population stable type, il suffit, dans le cas présent, d'estimer le niveau de mortalité qui correspond à chaque paire de valeurs de $C_o(x)$ et de r_o. Si les populations stables types correspondant à tous les niveaux de mortalité et à tous les taux d'accroissement possibles avaient été imprimées, il suffirait tout simplement de comparer les proportions observées et celles des populations publiées. Mais, comme les populations stables types imprimées correspondent seulement à certains niveaux de mortalité et à certains taux d'accroissement, le processus de détermination exige en général deux interpolations linéaires (voir l'annexe IV) entre les chiffres imprimés. Ces interpolations peuvent se faire dans n'importe quel ordre, mais la méthode, la plus simple consiste à commencer l'interpolation par les valeurs de r_o et de continuer avec celles de $C_o(15)$, comme on le verra dans l'exemple détaillé.

Opération 4 : estimation des autres paramètres démographiques. Quand on a choisi un niveau de mortalité précis, sa valeur concurremment avec celle du taux stable d'accroissement permet de définir la population stable qui se rapproche le plus de la population dénombrée. Comme il est facile d'obtenir la plupart des paramètres démographiques qui caractérisent les populations stables, on peut calculer les paramètres de cette population stable ajustée et les considérer comme des estimations des valeurs réelles. En général, ce calcul se fait par interpolations linéaires (voir l'annexe IV) en fonction de deux variables (d'abord, le taux d'accroissement, puis le niveau de mortalité). En outre, quand l'analyse réalisée à partir de la population stable ne porte que sur les données relatives à un sexe seulement, on peut obtenir les estimations concernant l'autre sexe en se reportant soit à la composition par sexe qui caractérise les populations stables types, soit aux données dont on dispose au sujet du rapport numérique des sexes à la naissance et du rapport numérique réel des sexes dans l'ensemble de la population. Dans l'exemple détaillé, on explique comment appliquer cette méthode dans la pratique.

Il convient de rappeler, toutefois, que, s'il est possible de calculer un ensemble complet de paramètres démographiques à partir de la population stable ajustée, les valeurs obtenues présenteront différents degrés de fiabilité en tant qu'estimations des paramètres propres à la population dénombrée. Si l'on se reporte à l'analyse figurant à la section D.1, on constate que l'on peut normalement compter au moins sur la fiabilité de deux paramètres : e_5, l'espérance de vie à 5 ans et $d(5+)$, le taux de mortalité après l'âge de 5 ans. S'il est possible de calculer les autres paramètres, on ne saurait considérer que les valeurs obtenues sont nécessairement des estimations sûres.

4. Exemple détaillé

On a analysé ici la population de la Colombie en 1951 pour donner un exemple de la manière dont on peut estimer les paramètres démographiques à partir des valeurs de $C(15)$ et de r. Plusieurs recensements ont été réalisés en Colombie au cours du XXe siècle. Le tableau 148 indique les dates des recensements et les effectifs totaux des populations dénombrées.

Le tableau 149 donne la composition par groupe d'âge quinquennal et par sexe de la population dénombrée à l'occasion du recensement de 1951 en Colombie, et on trouvera, dans le tableau 150, les proportions cumulées, $C(x)$, à des intervalles quinquennaux et les valeurs de $b(x)$ estimées comme il est expliqué dans la section B.3, en se référant à des populations féminines stables types du groupe Ouest au niveau 13 de mortalité. La figure 20 reproduit la représentation graphique des valeurs de $b(x)$ pour l'un et l'autre sexe. Les deux tracés sont étonnamment horizontaux, ce qui tend à confirmer l'impression que la composition par âge est très proche de celle d'une population stable. La séquence $b(x)$ pour la population féminine s'écarte un peu de l'horizontale, avec un tracé légèrement ascendant à partir des valeurs relativement basses obtenues aux âges de 5, 10 et 15 ans, qui aboutit à un palier entre 25 et 30 ans. Le tracé des valeurs de $b(x)$ pour l'ensemble de la population semblent indiquer que la composition par âge de la population masculine a peut-être été enregistrée de façon plus précise. C'est ainsi que la valeur de $b(15)$ pour la population masculine est représentative de la séquence des valeurs de $b(x)$ pour cette population, tandis que, dans le cas de la population féminine, le point correspondant à $b(15)$ se situe relativement bas dans le tracé des valeurs de $b(x)$. En l'occurrence, pour appliquer cette méthode dans la pratique, il faut construire deux ensembles d'estimations, la combinaison généralement recommandée des valeurs de

Tableau 148

POPULATION TOTALE DE LA COLOMBIE DÉNOMBRÉE À L'OCCASION DES DIVERS RECENSEMENTS

Date du recensement (1)	*Date du recensement (années) (2)*	*Population totale (3)*	*Période intercensitaire (4)*	*Taux d'accroissement (5)*
15 juin 1905	1905.4548	4 143 632	-	-
5 mars 1912	1912.1753	5 072 604	6.7205	0.0301
14 octobre 1918	1918.7863	5 855 077	6.6110	0.0217
17 novembre 1928 ...	1928.8795	7 851 000	10.0932	0.0291
5 juin 1938	1938.4274	8 701 816	9.5479	0.0108
9 mai 1951	1951.3534	11 548 172	12.9260	0.0219
15 juillet 1964	1964.5370	17 484 508	13.1836	0.0315
24 octobre 1973	1973.7890	21 070 115	9.2520	0.0202

$C(15)$ pour l'un et l'autre sexe et de r, et toute autre formule qui pourrait se révéler plus valable. Mais, comme il s'agit ici de donner un exemple des calculs détaillés auxquels il faut procéder, on se bornera à appliquer la première méthode.

Tableau 149

POPULATION CLASSÉE PAR GROUPE D'ÂGE ET PAR SEXE, COLOMBIE, 1951

(Centaines d'habitants)

Groupe d'âge (1)	*Population masculine (2)*	*Population féminine (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

Opération 1 : calcul de la proportion de la population dénombrée âgée de moins de 15 ans. En utilisant les données du tableau 149, on obtient :

$$_{15}N_0 = 2\,097 + 7\,416 + 7\,944 + 6\,841 + 2\,009 + 7\,209 + 7\,690 + 6\,578 = 47\,784$$

et

$$N = 55\,793 + 56\,494 = 112\,287$$

D'où

$$C(15) = 47\,784/112\,287 = 0.4256.$$

Tableau 150

PROPORTION CUMULÉE DE LA POPULATION ÂGÉE DE MOINS DE x ANS POUR L'UN ET L'AUTRE SEXE ET TAUX DE NATALITÉ CORRESPONDANTS DANS DES POPULATIONS STABLES AJUSTÉES, GROUPE OUEST, POPULATION FÉMININE, NIVEAU DE MORTALITÉ 13, COLOMBIE, 1951

	Proportion de personnes d'âge inférieur à x ans C(x)		*Taux stable de natalité b(x)*	
Age x (1)	*Population masculine (2)*	*Population féminine (3)*	*Population masculine (4)*	*Population féminine (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

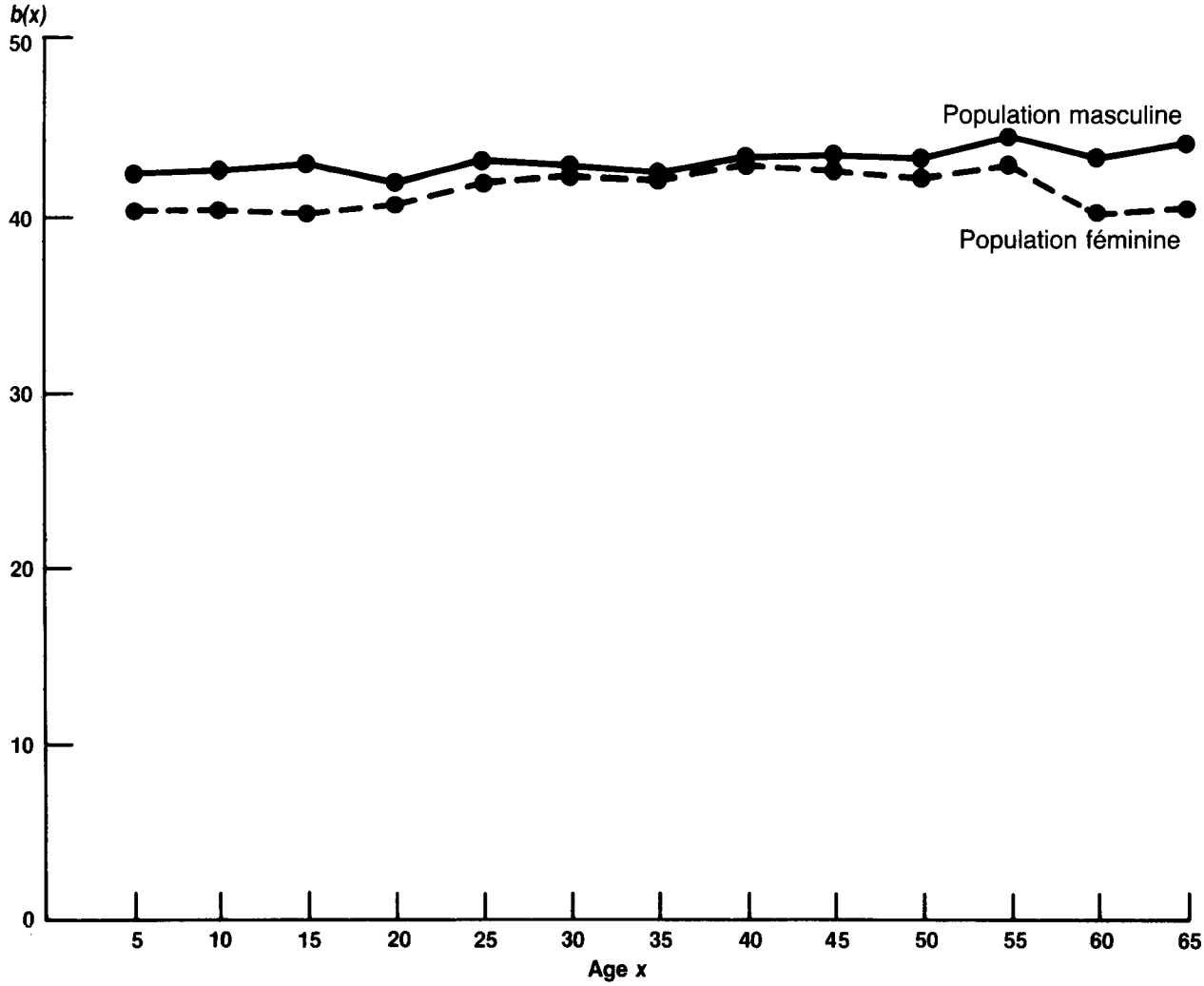
La valeur correspondante pour la seule population masculine est C_m (15) = 0,4355.

Opération 2 : calcul du taux d'accroissement intercensitaire. On part de l'hypothèse que le taux d'accroissement avant 1951 est égal au taux d'accroissement intercensitaire observé entre 1938 et 1951. Le tableau 148 colonne (5), donne les taux d'accroissement résultant des changements intervenus dans les effectifs de la population entre chacun des recensements consécutifs. A chaque fois on a utilisé l'équation (D.1) pour calculer ces taux d'accroissement (voir sous-section D.3, opération 2); par exemple, le taux annuel moyen d'accroissement au cours de la période 1938-1951 est le suivant :

$$r_o = \ln[11\,548\,172/8\,701\,816]/12.9260 = 0.0219.$$

Il faut préciser que la durée de la période intercensitaire est exprimée en années, de telle sorte que les mois et les jours deviennent des fractions décimales d'une année. Il est important que ces points chronologiques soient exprimés à l'aide de ces décimales, parce que le fait d'arrondir la durée des périodes intercensitaires afin de l'exprimer en années par nombres entiers risquerait d'influer très fortement sur l'estimation du taux d'accroissement.

Figure 20.—Séquences des estimations du taux de natalité, $b(x)$, obtenues à partir de populations féminines stables types du groupe Ouest, niveau 13, Colombie, 1951



Les taux d'accroissement qu'indique le tableau 148 sont loin d'être constants ou cohérents, celui qui se rapporte à la période 1928-1938 accusant un écart particulièrement marqué par rapport aux autres. Et puisque le Congrès colombien a refusé d'entériner les résultats du recensement de 1928 en raison de leur mauvaise qualité, il n'est pas étonnant de constater que les taux d'accroissement calculés à partir des données rassemblées en cette occasion sont peu crédibles. En fait, il faudrait ne pas tenir compte du recensement de 1928 et calculer le taux d'accroissement pour la période 1918-1938 à partir des renseignements obtenus à l'occasion des recensements de 1918 et de 1938. De cette façon,

$$r = \ln[8\,701\,816/5\,855\,077]/(10.0932+9.5479) = 0.0202.$$

Si l'on mettait la valeur ainsi obtenue dans la colonne (5) à la place de celles qui ont été calculées à partir des données erronées rassemblées en 1928, les taux d'accroissement observés entre 1912 et 1951 seraient assez semblables. Dans ces circonstances, il semble raisonnable de considérer que la population colombienne de 1951 est approximativement stable, avec un taux d'accroissement annuel de 0,0219.

Opération 3 : détermination de la population stable où la proportion de personnes de moins de 15 ans et le taux d'accroissement sont les mêmes que dans la population dénombrée. Ici, le calcul est assez simple et il ne doit être réalisé en détail qu'une seule fois. Même si, en théorie, on devrait utiliser pour ce faire des populations stables types obtenues à partir de tables de mortalité se rapportant à l'ensemble de la population, il est malgré tout commode et suffisant de se servir de tables de mortalité concernant un seul des deux sexes. Lors de l'opération 1, on a obtenu 0,4256 comme valeur de $C(15)$, c'est-à-dire la proportion de personnes de l'un et de l'autre sexe âgées de moins de 15 ans. Comme le taux estimatif d'accroissement est de 0,0219, il faut commencer par déterminer les niveaux ν et $\nu + 1$ de telle façon que, pour ce taux d'accroissement, $C\nu(15)$ soit inférieur ou égal à la valeur observée de $C(15)$ et $C_{\nu+1}(15)$ supérieur ou égal à la valeur observée. Le tableau 151 donne les résultats de cette opération. Comme

Tableau 151

DÉTERMINATION DE POPULATION FÉMININE STABLE, DU GROUPE OUEST, COMPATIBLE AVEC UNE POPULATION CARACTÉRISÉE PAR UNE PROPORTION DE PERSONNES DE MOINS DE 15 ANS, $C(15)$, DE 0,4256 ET UN TAUX D'ACCROISSEMENT, r, DE 0,0219, COLOMBIE, 1951

	Niveau de mortalité, groupe Ouest		
Taux d'accroissement (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

on l'a expliqué dans l'exposé du procédé de calcul, on commence le processus d'interpolation à un certain niveau (8, par exemple) en utilisant le taux estimatif d'accroissement (en l'occurrence, 0.0219) de façon à obtenir la valeur de $C(15)$. Réaliser cette opération revient à faire une interpolation entre les lignes du tableau 151. Dès que l'on dispose des valeurs de $C_8(15)$ et de $C_9(15)$ quand $r = 0{,}0219$ (0,4321 et 0,4244 respectivement), on détermine le niveau correspond à la valeur observée de $C(15)$ par interpolation entre les nombres figurant sur la dernière ligne des valeurs de $C(15)$ dans le tableau 151. Le niveau ainsi obtenu est 8,84.

Opération 4 : estimation des autres paramètres démographiques. On trouvera exposé ci-après le mode de calcul des différents paramètres qui caractérisent une population stable ayant un taux annuel d'accroissement de 0,0219 et dont la table de mortalité correspond à celle du niveau 8,84 des tables types de mortalité féminine du groupe Ouest.

a) *Espérance de vie à l'âge de 5 ans, pour l'un et l'autre sexe*. En considérant 8,84 comme le niveau représentatif, on peut estimer le paramètre e_5 par interpolation entre les valeurs de e_5 aux niveaux 8 et 9 des tables types de mortalité, du groupe Ouest, pour la population féminine. Ainsi,

$$e_5 = 0.16(48.18) + 0.84(49.75) = 49.50$$

où 48,18 et 49,75 sont les valeurs de l'espérance de vie à 5 ans aux niveaux 8 et 9, respectivement, des tables types de mortalité féminine, groupe Ouest. Il faut préciser que, si cette valeur de e_5 a été obtenue par référence aux tables types de la population féminine, elle se rapporte à l'un et l'autre sexe puisqu'elle a été calculée à partir de la valeur de $C(15)$ pour l'ensemble de la population. Toutefois, sa précision dépend évidemment de la mesure dans laquelle la structure de la mortalité féminine du groupe Ouest est proche de celle qui a été observée dans l'ensemble de la population considérée.

b) *Estimation de l'espérance de vie à la naissance pour l'ensemble de la population*. Le mode de calcul est le même que celui qui vient d'être exposé, mais on remplace e_5 par e_0. Dans ce cas :

$$e_0 = 0.16(37.5) + 0.84(40.0) = 39.6.$$

Ici encore, cette estimation du paramètre se réfère à l'ensemble de la population puisque la proportion $C(15)$ a été calculée pour l'un et l'autre sexe. Il convient de préciser que cette estimation est sensible à l'évolution du rapport entre la mortalité juvénile et la mortalité adulte.

c) *Taux de natalité pour l'un et l'autre sexe*. On calcule par interpolation entre les niveaux 8 et 9 de la population stable féminine les taux de natalité compatibles avec un taux d'accroissement de 0,0219. Par exemple, au niveau 8,

$$b_8 = 0.62(0.04572) + 0.38(0.05115) = 0.04778.$$

Au niveau 9, $b_9 = 0{,}04532$. D'où, au niveau 8,84,

$$b_s = 0.16(0.04778) + 0.84(0.04532) = 0.04571.$$

d) *Taux de mortalité pour l'un et l'autre sexe*. On obtient dès lors le taux de mortalité en déduisant le taux d'accroissement du taux de natalité :

$$d_s = b_s - r_s = 0.04571 - 0.02190 = 0.02381.$$

e) *Taux de mortalité après l'âge de 5 ans*. On calcule ce paramètre en suivant un processus d'interpolation très proche de celui que l'on a utilisé pour obtenir le taux de natalité. Ainsi, au niveau 8,

$$d_8(5+) = 0.62(0.01467) + 0.38(0.01362) = 0.01427,$$

et, au niveau 9, $d_9(5+) = 0{,}01351$. D'où, au niveau 8,84,

$$d_s(5+) = 0.16(0.01427) + 0.84(0.01351) = 0.01363.$$

f) *Taux de natalité par sexe*. On peut calculer le taux de natalité pour chaque sexe séparément à partir du taux pour l'ensemble de la population, si l'on connaît le rapport numérique des sexes à la naissance *(RSN)* et le rapport numérique des sexes dans la population *(RSP)*. En ce qui concerne la Colombie, les données relatives aux baptêmes pour chacun des deux sexes qui figurent dans le tableau 152 permettent de penser que le rapport numérique des sexes à la naissance est de 1.054, soit plus ou moins le même que dans le cas des populations pour lesquelles on

Tableau 152

NOMBRE DE BAPTÊMES, PAR SEXE ET PAR ANNÉE, COLOMBIE, 1950-1952

	Nombre de baptêmes		
Année (1)	*Garçons* (2)	*Filles* (3)	*Rapport numérique des sexes* (4)
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

dispose de données fiables. D'après le tableau 149, le rapport numérique des sexes dans la population est de 0,9876. Par conséquent, le taux de natalité masculine, b_m, s'obtient comme suit :

$$b_m = b_s \frac{(1.0+1.0/RSP)}{(1.0+1.0/RSN)} = (0.04571)(1.0327) = 0.04721$$

et le taux de natalité féminine :

$$b_f = b_s \frac{(1.0+RSP)}{(1.0+RSN)} = (0.04571)(0.9677) = 0.04423.$$

g) *Taux de mortalité par sexe.* On calcule le taux de mortalité pour chacun des deux sexes par soustraction, en supposant que le taux d'accroissement $r = 0{,}02190$ est le même pour les deux sexes. Par conséquent,

$$d_m = 0.04721 - 0.02190 = 0.02531$$

$$d_f = 0.04423 - 0.02190 = 0.02233.$$

L'écart entre les populations masculine et féminine que font apparaître ces taux de mortalité doit toutefois être interprété avec énormément de prudence.

5. Observations sur l'exemple détaillé

Les estimations des paramètres démographiques obtenues dans la présente section en ce qui concerne la Colombie sont probablement les plus précises qu'il est possible d'obtenir avec les données dont on dispose. Il reste que, comme on l'a déjà souligné, certaines de ces estimations sont plus fiables que d'autres. Puisque les calculs ont été réalisés à partir de $C(15)$ et de r, les indicateurs sommaires de la mortalité après l'âge de 5 ans sont peut-être les plus dignes de foi. Mais les indicateurs de la mortalité et de la natalité globales doivent être traités avec plus de prudence, puisque les estimations dont le calcul dépend du rapport numérique des sexes dans la population doivent être considérés comme les moins sûrs de tous.

Chapitre VIII

ESTIMATION DE LA FÉCONDITÉ PAR LES MÉTHODES DE LA PROJECTION RÉTROSPECTIVE

A. — Fondement des méthodes

1. Signification de la projection rétrospective

On peut considérer que, dans une population fermée, les enfants actuellement âgés de x ans sont les survivants des enfants nés il y a x ans. De là, on peut facilement conclure qu'il est possible d'estimer le nombre des naissances intervenues il y a 10 ans en utilisant les probabilités de survie indiquées par les tables de mortalité pour "ressusciter" numériquement tous ceux qui ne sont plus présents dans la population âgée de x ans. Cette méthode d'estimation est connue sous le nom de méthode de la projection rétrospective parce que l'on fait en sorte que la population actuellement âgée de x ans se trouve "survécue" ou "projetée rétrospectivement" jusqu'à l'âge $x - t$ en la faisant reculer de t années dans le passé, à l'aide d'une table de mortalité appropriée.

Il devient tout de suite évident que, si l'on connaît la composition par année d'âge d'une population dénombrée à la date t_0, on devrait normalement pouvoir estimer le nombre de naissances intervenues au cours de chacune des 15 ou 20 années ayant précédé t_0. Ce sont ces diverses méthodes qui permettent de tirer parti de cette possibilité dont il sera question dans le présent chapitre. Mais avant d'aller plus avant, il convient de souligner que la validité des résultats obtenus dépend pour une bonne part de la précision des données recueillies sur la composition par âge de la population considérée. Il est indéniable que des déclarations d'âge erronées ou des différences de complétude du dénombrement pour certains groupes d'âge, surtout quand elles touchent les groupes les plus jeunes, tendent à fausser le calcul des estimations. Dans la mesure où les ensembles de données disponibles comportent bien trop fréquemment des erreurs ou des omissions de ce genre, il arrive souvent que les méthodes de la projection rétrospective ne permettent pas d'obtenir des estimations fiables de la fécondité. Leur utilité provient alors essentiellement du fait qu'elles fournissent des estimations originales de la fécondité qui permettent de mesurer le degré de vraisemblance des estimations qui ont été calculées par d'autres moyens.

2. Disposition du chapitre

Dans le présent chapitre, on s'est borné à présenter deux des méthodes possibles d'estimation par la projection rétrospective. La première est une illustration du principe qui sert de point de départ à d'autres procédures plus complexes et perfectionnées. Elle fournit une estimation du taux moyen de mortalité au cours des 5 ou 10 années qui ont précédé le dénombrement, à partir de la population classée par groupe d'âge quinquennal. Si l'on a recours à des variantes de cette méthode de base, c'est généralement parce que l'on dispose de données de plus en plus nombreuses ou d'une classification plus précise et détaillée de ces données. Quant à la deuxième méthode exposée ici, elle est étroitement liée à ce dernier aspect puisqu'elle exige l'élaboration de tableaux détaillés où les enfants dénombrés doivent être classés à la fois en fonction de leur âge et de celui de leur mère. Pour aider l'analyste à choisir la méthode qui se prête le mieux à un cas particulier, on a indiqué dans le tableau 153 le genre de données requises pour l'une et l'autre et les types d'estimations que l'on peut en attendre; enfin, on trouvera ci-après un bref exposé des sections dans lesquelles ces méthodes sont décrites :

Section B. — Estimation des taux de natalité par la méthode de la projection rétrospective appliquée à la population âgée de moins de 10 ans. Cette section comporte l'exposé des principes de base de la méthode de la projection rétrospective. Les données requises sont les suivantes : la population classée par groupe d'âge quinquennal et les probabilités de survie parmi les enfants.

Section C. — Estimation de la fécondité par la méthode mère-progéniture. Par cette méthode on obtient une estimation des taux annuels de fécondité par âge pour les 10 ou 15 années qui ont précédé la date de l'énumération. Pour cela il faut que les enfants dénombrés soient, au moment de l'énumération, classés en fonction de l'âge de leur mère.

B. — Estimation des taux de natalité par la projection rétrospective de la population âgée de moins de 10 ans

1. Base et principe de la méthode

L'estimation du nombre des naissances intervenues x années avant l'énumération, à partir de la population dénombrée âgée de x ans, est une possibilité qui a été largement exploitée. Mais l'expérience a prouvé que les estimations ainsi obtenues sont fréquemment peu fiables en raison des erreurs graves de déclaration d'âge que comportent généralement les données de base. C'est en particulier quand les données projetées rétrospectivement sont classées par année d'âge que les problèmes de précision deviennent préoccupants, puisque le phénomène des nombres attractifs est de nature à produire des saillants et des creux très marqués dans la séquence des estimations obtenues. De plus, comme les recensements comportent souvent des lacunes, surtout dans le dénombrement des enfants âgés de 0 à 1 an, il se trouve fréquemment que le

Tableau 153

GUIDE SCHÉMATIQUE DU CHAPITRE VIII

Section	*Genre de données requises*	*Paramètres estimatifs*
B. — Estimation des taux de natalité par la projection rétrospective de la population de moins de 10 ans	Population dénombrée âgée de moins de 10 ans classée par groupe d'âge quinquennal Population totale dénombrée à deux époques différentes, ou population dénombrée à une époque seulement et son taux d'accroissement Probabilités de survie des enfants ($l(2)$, $l(3)$ ou $l(5)$, par exemple)	Taux moyen de natalité au cours des deux périodes quinquennales ayant immédiatement précédé la date de l'énumération
C. — Méthode mère-progéniture	Population dénombrée âgée de moins de 10 ou 15 ans, classée par année d'âge et par année d'âge de la mère Enfants de moins de 10 ou de 15 ans, dont l'âge de la mère n'est pas connu, classés par année de leur âge Femmes âgées de 15 à 59 ans ou de 15 à 64 ans, classées par année d'âge Probabilités de survie des enfants Probabilités de survie parmi la population féminine adulte (une table de mortalité féminine)	Taux de fécondité par âge pendant chacune des 10 ou 15 années ayant précédé l'énumération Fécondité totale pendant chacune des 10 ou 15 années ayant précédé l'énumération

nombre estimatif des naissances au cours de l'année ou des deux années précédant l'énumération est par trop inférieur au nombre réel.

Pour éviter en partie ces problèmes ou pour en minimiser les effets sur les estimations finales, on utilise souvent des données groupées. On choisit généralement de se reporter à des groupes d'âge quinquennaux : ils permettent d'obtenir des estimations du nombre annuel moyen des naissances intervenues au cours des deux périodes quinquennales qui ont immédiatement précédé la date de l'énumération. Or, comme on l'a observé précédemment, il est probable que l'estimation du nombre annuel moyen des naissances par la projection rétrospective de la population âgée de 0 à 4 ans donne un résultat inférieur à la réalité dans le cas des naissances intervenues au cours des cinq années qui ont précédé l'énumération. On pourrait donc penser que la projection rétrospective de la population comprise dans le groupe d'âge de 5 à 9 ans donnerait une estimation plus précise. Mais les estimations du nombre des naissances portant sur la population âgée de 5 à 9 ans risquent d'être davantage faussées par des erreurs d'estimation de la mortalité et de donner des chiffres exagérés par les déclarations d'âge erronées (attraction exercée par l'âge de 5 ans, par exemple).

L'estimation de la fécondité par la projection rétrospective n'est pas seulement très sensible aux erreurs de déclaration d'âge, elle dépend aussi du genre d'estimations de la mortalité utilisé. De par sa nature même, la méthode de la projection rétrospective ne peut être appliquée que si l'on dispose d'une table de mortalité portant au moins sur les âges de l'enfance; or, dans la plupart des pays où il faudrait pouvoir estimer la fécondité par la projection rétrospective, on manque des données qui permettraient de construire directement des tables de mortalité raisonnablement fiables. C'est pourquoi on applique souvent la méthode de la projection rétrospective concurremment à d'autres procédés, en particulier ceux qui permettent une estimation indirecte de la mortalité juvénile (voir le chapitre III). Toutes ces méthodes présupposent que la structure de la mortalité dans la population considérée est conforme à un certain modèle. Et, comme on peut s'en douter, le choix de la table type influe sur les estimations obtenues par la projection rétrospective, les effets différentiels devenant plus marqués à mesure que l'on projette rétrospectivement la population observée dans un passé plus lointain.

Ces mises en garde une fois faites, on a choisi d'exposer ici la méthode d'estimation du taux de natalité par la méthode de la projection rétrospective, d'abord en raison de l'importance qu'elle a conservée, ensuite parce qu'elle est un instrument utile permettant de dépister les manques de cohérence. Supposons par exemple que b_1, une estimation obtenue différemment du taux de natalité pendant les cinq années ayant précédé un recensement, soit inférieur à b_2, l'estimation obtenue par projection rétrospective de la population âgée de 0 à 4 ans. Comme b_2 est généralement considéré comme la limite inférieure possible du taux de natalité, un taux estimatif plus faible pour la même période devient automatiquement suspect. Bien entendu, il ne faut pas négliger la possibilité que l'on ait surestimé le taux de mortalité utilisé pour projeter rétrospectivement la population âgée de 0 à 4 ans.

Les méthodes de la projection rétrospective présentent aussi un autre intérêt : on peut les appliquer à une série de recensements pour obtenir des estimations relatives aux périodes qui se chevauchent. En l'occurrence, il peut être recommandé de projeter rétrospectivement la population appartenant à des groupes d'âge autres que les groupes

classiques allant de 0 à 4 et de 5 à 9 ans, de façon à calculer un ensemble d'estimations des taux de natalité pour certaines périodes précises. Si l'on dispose, par exemple, de trois énumérations censitaires séparées par des intervalles de 10 ans, il est possible d'obtenir trois estimations des taux de natalité pendant les périodes qui ont précédé le premier recensement de 0 à 4 ans et de 5 à 9 ans. Dans le cas des cinq années qui ont immédiatement précédé le premier recensement, on peut calculer les estimations à partir de la population âgée de 0 à 4 ans au moment de ce premier recensement, de la population âgée de 10 à 14 ans au moment du deuxième recensement et de la population âgée de 20 à 24 ans au moment du troisième, alors que, dans le cas de la période se situant de 5 à 9 ans avant le premier recensement, les taux de natalité peuvent être obtenus en se fondant sur les données relatives à la population âgée de 5 à 9 ans au premier recensement, de 15 à 19 au deuxième et de 25 à 29 au troisième. Shorter et Macura ont utilisé une procédure de ce type pour analyser les recensements quinquennaux réalisés en Turquie entre 1935 et 1975[1].

Cet élargissement de la méthode de base demande un nombre nettement plus grand d'informations que la première méthode, qui est plus simple. Plus la population sur laquelle porte l'analyse est âgée, plus est grande l'influence des estimations des probabilités de survie utilisées pour calculer le nombre de naissances à partir de celui des survivants et celle des estimations du taux d'accroissement dont on se sert pour obtenir les dénominateurs démographiques. Dans le cas de la plupart des pays en développement, les niveaux connus de la mortalité juvénile pendant les années 40 et 50 ne sont que des approximations très grossières, de telle sorte que la projection rétrospective d'un recensement récent sur une période antérieure d'une trentaine d'années, ou d'un recensement plus ancien sur une période plus courte, comporte un nombre considérable d'incertitudes. Le fait que des estimations obtenues pour des périodes précédentes sont compatibles entre elles ne signifie pratiquement rien, puisqu'une erreur quelconque dans la détermination des risques passés de mortalité tend à modifier toutes les estimations dans le même sens. Les mouvements migratoires posent également un problème et si le moindre signe existe qui tende à prouver que des migrations relativement importantes se sont produites pendant la période considérée, il faut nécessairement tenter certaines corrections, non seulement au niveau global, mais aussi à celui de chacun des groupes d'âge. Il existe aussi des éléments positifs : on devrait pouvoir limiter les effets des déclarations d'âge erronées en se référant aux résultats obtenus à l'occasion de plusieurs recensements, puisque les diverses estimations pour la même période sont établies à partir de groupes d'âge différents; il peut arriver, toutefois, qu'une séquence d'intervalles intercensitaires de 10 ans chacun, associée à une attraction très puissante pour les âges se terminant par zéro, produise des estimations régulièrement trop élevées du taux de natalité pour les périodes définies par des groupes d'âge où le chiffre zéro apparaît comme terminaison (exception faite des estimations calculées à partir de la population âgée de 0 à 4 ans), tout en donnant des taux de natalité uniformément trop faibles pour les périodes intermédiaires, définies par des groupes d'âge où le chiffre 5 apparaît comme terminaison (exception faite, peut-être, du groupe d'âge 5-9). Si l'on dispose d'une série de taux de natalité estimatifs pour chaque période, le problème se pose de savoir comment aboutir à l'estimation la meilleure possible; la solution la plus évidente consisterait à calculer la moyenne des estimations disponibles, bien que, étant donné la nature probable des erreurs que cela implique, la médiane serait un indicateur bien plus sûr. Il convient peut-être de souligner ici que les différents degrés de complétude de l'énumération entre deux recensements ont relativement peu d'incidence sur la procédure, aussi longtemps qu'aucun changement important n'intervient dans les compositions par âge entre deux recensements et à condition que l'on ne se serve pas des données relatives à la survie pendant la période intercensitaire pour estimer les probabilités de survie.

2. Données requises

Les données requises pour appliquer cette méthode sont les suivantes :

a) La population âgée de moins de 10 ans, classée par âge (on peut se contenter de groupes d'âge quinquennaux, mais des données annuelles sont préférables) et par sexe;

b) La population totale au moment de l'énumération, t_0;

c) Une estimation du taux d'accroissement;

d) Des estimations des paramètres exprimant la mortalité, qui permettraient la construction d'une table de mortalité jusqu'à l'âge de 10 ans. Il suffit de disposer d'une valeur de $l(2)$ obtenue à partir de renseignements concernant les enfants nés vivants et survivants (voir le chapitre III).

3. Procédé de calcul

Les différentes opérations du calcul à réaliser sont exposées ci-après.

Opération 1 : calcul, à partir des tables de mortalité, du nombre estimatif d'années-personne vécues. Pour projeter rétrospectivement jusqu'à l'âge 0 la population des groupes d'âge 0-4 et 5-9, il suffit de connaître les valeurs de ${}_5L_0$ et de ${}_5L_5$, c'est-à-dire les années-personne vécues par la population stationnaire et constituant la table de mortalité pour les périodes allant respectivement de la naissance à l'âge exact de 5 ans et de l'âge de 5 ans à l'âge exact de 10 ans. En général, mais pas nécessairement, on obtient ces valeurs en partant de l'hypothèse que le niveau de mortalité lié à $l(2)$ est resté constant pendant les 10 années qui ont précédé l'énumération. Cette hypothèse admise, on procède au calcul réel de ${}_5L_0$ et de ${}_5L_5$ par interpolation entre les valeurs imprimées des tables de mortalité Coale et Demeny[2]. Il va

[1] Frederic C. Shorter et Morioslav Macura, *Trends in Fertility and Mortality in Turkey, 1935-1975*, Committee on Population and Demography, nº 8 (Washington, D. C., National Academy Press, 1982).

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

de soi que le groupe de tables types utilisé doit être le même que celui dont on s'est servi pour l'estimation de $l(2)$. Dans certains cas, le niveau de mortalité choisi peut être la moyenne de ceux qui sont associés aux valeurs de $l(2)$, $l(3)$ et $l(5)$ obtenues au moyen de l'estimation indirecte de la mortalité juvénile (voir le chapitre III). Ce niveau moyen est parfois plus proche du niveau réel de mortalité qui a caractérisé la période de 10 ans ayant précédé l'énumération, surtout quand certains éléments donnent à penser que la mortalité juvénile a récemment accusé une baisse.

Opération 2 : estimation des effectifs de la population à mi-période. Puisque cette méthode est appliquée pour estimer un taux annuel moyen de natalité pour les périodes allant de $t_0 - 5$ à t_0 et de $t_0 - 10$ à $t_0 - 5$, le symbole t_0 désignant la date de l'énumération, il faut disposer d'une estimation de l'effectif total de la population à mi-parcours de chacune de ces périodes. La façon la plus simple d'estimer ces populations est peut-être de résoudre l'équation suivante :

$$N_M = N_0 \exp[r\ (t_M - t_0)] \qquad \text{(B.1)}$$

où t_M désigne le point situé à mi-parcours de la période considérée, N_0 l'effectif total indiqué par l'énumération et r une estimation du taux d'accroissement. Comme d'habitude, on estime le taux d'accroissement à partir de l'effectif total connu de la population à deux dates différentes t_0 et t_1. Dans ce cas,

$$r = \ln [N_1/N_0]/(t_1 - t_0) \qquad \text{(B.2)}$$

où N_1 désigne l'effectif total à la date t_1 et N_0 l'effectif total à la date t_0.

Bien évidemment, il existe plusieurs autres manières d'estimer l'effectif d'une population à mi-période; en général, toutefois, elles demandent plus d'efforts que ne le justifie la nature assez approximative de la méthode exposée ici. Il n'en sera donc pas question ici.

Opération 3 : estimation des taux annuels moyens de natalité pendant les deux périodes quinquennales ayant précédé le recensement. Le nombre annuel moyen de naissances au cours de la première période, allant de $t_0 - 5$ à t_0, se calcule comme suit :

$$B_1 = {}_5N_0/{}_5L_0 \qquad \text{(B.3)}$$

où ${}_5N_0$ désigne l'effectif de la population dans le groupe d'âge 0-4 ans et ${}_5L_0$ l'estimation obtenue par l'opération 1 à partir de la table de mortalité.

Pour la période allant de $t_0 - 10$ à $t_0 - 5$, le nombre annuel moyen équivalent de naissances est :

$$B_2 = {}_5N_5/{}_5L_5 \qquad \text{(B.4)}$$

où ${}_5N_5$ désigne la population dans le groupe d'âge 5-9 ans. Si la racine, $l(0)$, de la table de mortalité utilisée n'est pas égale à un, il faudra récrire comme suit les équations (B.3) et (B.4) :

$$B_1 = {}_5N_0\, l(0)/{}_5L_0$$

et

$$B_2 = {}_5N_5\, l(0)/{}_5L_5. \qquad \text{(B.5)}$$

Une fois connus B_1 et B_2, on obtient le taux de natalité pour chaque période en divisant ces valeurs par l'effectif de la population correspondante à mi-parcours de la période, calculé par l'opération 2.

4. Exemple détaillé

Pour illustrer l'application de cette méthode, on utilise les données rassemblées à l'occasion du recensement de 1960 au Brésil. Les différentes opérations du calcul sont exposées ci-après.

Opération 1 : calcul, à partir des tables de mortalité, du nombre estimatif d'années-personne vécues. Au chapitre III, sous-section E.4,*b*, on a utilisé les données relatives aux enfants nés vivants et survivants collectées à l'occasion du recensement de 1960 au Brésil pour estimer les probabilités de survie dans l'enfance en se référant aux tables types du groupe Ouest. Au chapitre VII, sous-section C.5, toutefois, on a pu constater que les tables du groupe Sud donnaient une représentation plus fidèle de la mortalité juvénile dans ce pays. Par conséquent, pour obtenir des estimations de ${}_5L_0$ et de ${}_5L_5$, on a calculé $l(2)$ à nouveau en se référant aux tables du groupe Sud. La valeur obtenue, 0,8491, est compatible avec le niveau 15,21 de mortalité dans le groupe Sud de tables types de mortalité. C'est ce niveau que l'on utilisera maintenant pour estimer ${}_5L_0$ et ${}_5L_5$ par interpolation. On trouvera, dans le tableau 154, les valeurs de ${}_nL_x$ indiquées aux niveaux 15 et 16 des tables types de mortalité publiées par Coale et Demeny.

Puisque les tables de mortalité de Coale et Demeny n'indiquent que les valeurs de ${}_1L_0$ et de ${}_4L_1$, on doit additionner ces valeurs pour calculer ${}_5L_0$. Par conséquent, on obtiendra, pour la population masculine :

$${}_5L_0^{15} = {}_1L_0^{15} + {}_4L_1^{15} = 0.9164 + 3.3204 = 4.2368$$

et

$${}_5L_0^{16} = 0.9229 + 3.3851 = 4.3080.$$

Tableau 154

VALEURS DES ANNÉES-PERSONNE VÉCUES DE L'ÂGE EXACT x À L'ÂGE $x+5$ PAR UNE POPULATION STATIONNAIRE, TABLES TYPES DE MORTALITÉ, GROUPE SUD

Années-personne vécues	*Population masculine*		*Population féminine*	
	Niveau 15	*Niveau 16*	*Niveau 15*	*Niveau 16*
(1)	*(2)*	*(3)*	*(4)*	*(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	4.1835

On peut alors, à partir de ces valeurs, réaliser l'interpolation suivante :

$$_5L_0^m = 0.79(4.2368) + 0.21(4.3080) = 4.2518.$$

On obtient de la même manière les autres valeurs de $_5L_x$. Elles sont indiquées dans les colonnes (2) et (5) du tableau 155.

Opération 2 : estimation des effectifs de la population à mi-période. Le tableau 156 donne les effectifs de la population calculés à l'occasion des recensements qui ont eu lieu au Brésil depuis 1950. Il donne également les taux intercensitaires d'accroissement pour chacune des périodes et par sexe. Les taux d'accroissement ont été calculés par l'équation suivante :

$$r = \ln [N_1/N_0]/(t_1 - t_0).$$

Ainsi, au cours de la période 1950-1970, le taux d'accroissement a été le suivant pour la population masculine :

$$r = \ln [45\,754\,659/25\,885\,001]/20.167 = 0.0282.$$

Quand on examine l'ensemble des taux d'accroissement qui figurent dans le tableau 156, on constate que le taux d'accroissement de la population brésilienne a quelque peu baissé au cours de la période 1960-1970. Toutefois, la diminution du taux enregistrée pendant cette période parmi la population masculine paraît suspecte. Les différences de taux d'accroissement entre populations masculine et féminine s'atténuent quand on se réfère à la période de 20 ans. Comme il y a des raisons de penser que le recensement de 1960 n'a pas été d'une qualité comparable à celle des autres, on a choisi d'utiliser dans le cas présent un taux d'accroissement calculé à partir des estimations portant sur la période 1950-1970. On considère que la moyenne des taux d'accroissement de la population masculine et de la population féminine, soit 0,0285, est représentative du taux d'accroissement effectif de la population brésilienne aux alentours de 1960. Par conséquent, on peut déterminer les effectifs recherchés en se servant des formules suivantes :

$$N_1 = N_0 \exp[-0.0285(2.5)]$$

et

$$N_2 = N_0 \exp[-0.0285(7.5)]$$

où N_0 désigne la population dénombrée au moment du recensement. La valeur de N_0 (la population en 1960) pour chacun des sexes séparément est de 35 059 546 pour la population masculine et de 35 131 824 pour la population féminine. Ainsi, les valeurs de N_1 et de N_2 (en milliers) dans le cas de la population masculine sont les suivantes :

$$N_1 = (35\,060)(0.9312) = 32\,647.9;$$

$$N_2 = (35\,060)(0.8076) = 28\,314.5.$$

On trouvera à la colonne (5) du tableau 157 les valeurs correspondantes pour la population féminine.

Opération 3 : estimation des taux annuels moyens de natalité pendant les deux périodes quinquennales ayant précédé le recensement. Le tableau 155 donne le nombre de personnes de l'un et de l'autre sexe séparément dans les groupes d'âge 0-4 ans et 5-9 ans, désigné par $_5L_x$. On se sert des équations (B.3) et (B.4) pour calculer le nombre annuel moyen de naissances pour chacune des périodes. Dans le cas des naissances masculines, on obtient les résultats ci-après :

$$B_1 = 5\,688/4.2518 = 1\,337.8;$$

$$B_2 = 5\,171/4.0371 = 1\,280.9.$$

Tableau 155

ESTIMATION DU NOMBRE DES NAISSANCES PAR LA PROJECTION RÉTROSPECTIVE, BRÉSIL, 1960

(Milliers)

	Population masculine			*Population féminine*		
Age x (1)	*Années-personne vécues de x à x + 5* $_5L_x^m$ *(2)*	*Population dénombrée (milliers)* $_5N_x$ *(3)*	*Nombre estimatif de naissances (milliers)* B_i *(4)*	*Années-personne vécues de x à x + 5* $_5L_x^f$ *(5)*	*Population dénombrée (milliers)* $_5N_x$ *(6)*	*Nombre estimatif de naissances (milliers)* 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

Tableau 156

EFFECTIF TOTAL DE LA POPULATION AUX DATES DES RECENSEMENTS ET TAUX INTERCENSITAIRES D'ACCROISSEMENT, PAR SEXE, BRÉSIL

	Population totale			*Taux d'accroissement*	
Date du recensement (1)	*Sexe masculin (2)*	*Sexe féminin (3)*	*Période intercensitaire (4)*	*Sexe masculin (5)*	*Sexe féminin (6)*
1er juillet 1950	25 885 001	26 059 396	1950-1960	0.0298	0.0294
1er sept. 1960	35 059 546	35 131 824	1960-1970	0.0266	0.0282
1er sept. 1970	45 754 659	46 586 897	1950-1970	0.0282	0.0288

Tableau 157

TAUX DE NATALITÉ, PAR SEXE, ESTIMÉS PAR LA MÉTHODE DE LA PROJECTION RÉTROSPECTIVE, BRÉSIL, 1960

Période i (1)	*Population masculine*			*Population féminine*		
	Effectif estimatif (milliers) N_i (2)	*Nombre estimatif de naissances (milliers)* B_i (3)	*Taux estimatif de natalité* b_i (4)	*Effectif estimatif (milliers)* N_i (5)	*Nombre estimatif de naissances (milliers)* B_i (6)	*Taux estimatif de natalité* 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

Une fois connu le nombre annuel moyen de naissances au cours de chacune des deux périodes, on obtient les taux de natalité par calcul direct. Par exemple, dans le cas de la population masculine :

$$b_1 = B_1/N_1 = 1\,337.8/32\,647.9 = 0.0410;$$

$$b_2 = B_2/N_2 = 1\,280.9/28\,314.5 = 0.0452.$$

Les chiffres correspondants pour la population féminine sont donnés dans la colonne (7) du tableau 157.

Il est maintenant possible d'obtenir des estimations pour l'ensemble de la population en additionnant séparément les nombres de naissances masculines et féminines pendant les deux périodes et les effectifs des populations masculines et féminines à mi-période. Puis, comme de coutume, on calcule les taux de natalité en divisant le nombre total des naissances pendant une période par l'effectif total à mi-période. Les résultats pour l'ensemble de la population sont exposés succinctement dans le tableau 158.

Quand on compare les taux estimatifs de natalité obtenus par la projection rétrospective et ceux que l'on a calculés par la méthode de l'analyse des populations stables, comme on l'a expliqué au chapitre VII, section C.5, b_m = 0,0438, b_f = 0,0416 et b_t = 0,0427, on constate dans tous les cas que les estimations à partir de populations stables sont plus élevées que les estimations réalisées par la projection rétrospective pour ce qui est de la période quinquennale qui précède immédiatement le recensement (puisque le recensement a eu lieu le 1er septembre 1960, cette période va du 2 septembre 1955 au 1er septembre 1960 et on la désigne par 1956-1960). Pour la période 1951-1955, toutefois, les estimations calculées par la méthode des populations stables sont beaucoup plus basses que les estimations obtenues par celle de la projection rétrospective. Si l'on part du principe que ce sont les premières qui correspondent à la réalité, il semble que, en 1960, les populations masculine et féminine âgées de 0 à 4 ans ont été sous-estimées dans une proportion de 6 p. 100 environ et celles du groupe d'âge 5-9 ans ont été surestimées dans une proportion de quelque 3 p. 100. Bien que la surestimation apparente dans le cas du groupe d'âge 5-9 puisse être due à des transferts de jeunes enfants vers des âges supérieurs, il est évident que, si les estimations obtenues par la méthode des populations stables sont correctes, ces transferts ne peuvent à eux seuls expliquer la sous-estimation observée dans le cas du groupe d'âge 0-4 ans. Il faut donc admettre soit que la fécondité a baissé au cours de la période quinquennale qui a immédiatement précédé le recensement de 1960, soit que les estimations du taux de natalité obtenues par la méthode de la projection rétrospective pour la population âgée de 0 à 4 ans représente la limite inférieure du taux réel de natalité parmi la population brésilienne pendant la période 1955-1959. Comme cela est souvent le cas, c'est la deuxième proposition qui est la plus probable.

Tableau 158

TAUX DE NATALITÉ DANS L'ENSEMBLE DE LA POPULATION, ESTIMÉE PAR LA MÉTHODE DE LA PROJECTION RÉTROSPECTIVE, BRÉSIL, 1960

Période i (1)	*Population estimative (milliers)* N_i (2)	*Nombre estimatif de naissances (milliers)* B_i (3)	*Taux estimatif de natalité* b_i (4)
1	65 362.8	2 614.1	0.0400
2	56 687.1	2 496.2	0.0440

C. — Méthode mère-progéniture d'estimation de la fécondité

1. BASE ET PRINCIPE DE LA MÉTHODE

La méthode mère-progéniture permet d'estimer, à partir des données relatives aux enfants dénombrés classés par année de leur âge et par année d'âge de la mère, les taux de fécondité par âge pendant les 10 ou 15 années qui ont précédé un recensement ou une enquête. Pour obtenir les estimations de la fécondité par âge dont on a besoin, il faut appliquer la méthode mère-progéniture en effectuant la projection rétrospective des enfants en question jusqu'à la date de leur naissance. On peut donc considérer qu'il s'agit là d'une application spécifique de la méthode exposée dans le section précédente. Mais le point sur lequel les deux méthodes diffèrent le plus visiblement concerne le genre de données requises, et l'innovation la plus importante que les partisans de la méthode mère-progéniture ont apportée tient probablement à la possibilité d'exploiter certaines données censitaires rarement utilisées, dans le but d'obtenir des estimations de la fertilité[3]. D'ailleurs, la mise en tableaux des données mère-progéniture (nombre d'enfants par chaque année de leur âge et chaque année

[3] Lee-Jay Cho, "The own-children approach to fertility estimation: an elaboration", *International Population Conference, 1973* (Liège, International Union for the Scientific Study of Population, 1973), vol. 2, p. 263 à 280.

d'âge de la mère) qui est la base même de cette méthode n'est possible que si l'on établit, d'une manière ou d'une autre, un lien entre les enfants et les mères. Quand la méthode a été proposée pour la première fois, les feuilles de recensement ne comportaient généralement pas de question directe permettant de déterminer ce lien. Il fallait donc alors déduire le lien mère-enfant des renseignements obtenus concernant la relation avec le chef de ménage et la compatibilité entre l'âge de la mère présumée et celui de ses enfants. Par conséquent, la méthode classique mère-progéniture exige plus qu'une simple procédure d'estimation; elle présuppose également l'existence d'un ensemble de critères permettant d'établir le lien mère-enfant dans tous les cas qui peuvent se présenter. Mais comme le mode de détermination de ce lien n'entre pas dans le cadre du présent *Manuel* et comme, à l'occasion des enquêtes et des recensements récents, les feuilles comportaient une question directe permettant d'identifier la mère de chacun des enfants dénombrés (ce qui rend inutile le processus de détermination du lien), il ne sera pas question ici des critères de corrélation.

Comme on l'a déjà précisé, l'estimation des taux de fécondité par âge se fait essentiellement par la projection rétrospective des enfants dénombrés jusqu'à la date de leur naissance. De ce fait, ces estimations ne sont pas toujours aussi lisses qu'il serait souhaitable parce que, comme dans le cas où on se sert de la projection rétrospective pour l'estimation des taux de natalité par année d'âge, elles sont établies à partir des effectifs d'enfants dénombrés par année d'âge et sont donc très sensibles aux différences de complétude de l'énumération selon les âges, aux déclarations d'âge erronées et au phénomène des nombres attractifs. Par exemple, il n'est pas rare de constater que les taux de fécondité estimés pour l'année ayant immédiatement précédé l'énumération sont trop faibles ou que les taux calculés à partir des données concernant les enfants âgés de 5 ou 10 ans sont trop élevés. Une des façons de limiter les effets du phénomène des nombres attractifs consiste à calculer la moyenne des résultats obtenus pour des groupes d'âges contigus.

La méthode mère-progéniture présente bien des avantages parce qu'elle permet une estimation précise de la fécondité à partir de données que les recensements permettent presque toujours d'obtenir qu'elle n'est pas fondée sur des hypothèses relatives aux tendances de la fécondité et qu'elle n'est pas très sensible aux hypothèses concernant l'évolution récente du niveau de mortalité. Mais il est évident qu'elle exige des estimations précises de la mortalité parmi les enfants et la population féminine pendant au moins les dix années qui ont précédé la date de l'énumération. Si l'on ne se sert que d'un ensemble seulement de taux de mortalité pour procéder à la projection rétrospective de la population, c'est que l'on suppose implicitement que la mortalité est restée constante au cours de la période considérée. Néanmoins, la méthode en elle-même n'implique pas nécessairement une telle hypothèse et l'analyste est libre de se référer à des tables de mortalité différentes pour différentes périodes quand il est évident que la mortalité a évolué. La méthode mère-progéniture présente un autre avantage : elle permet en principe d'estimer la fécondité à différents points dans le temps et donc de déterminer les tendances aussi bien que les niveaux. Mais l'effet du phénomène des nombres attractifs et des différences de complétude des énumérations selon les âges rendent souvent ces estimations aléatoires. Par exemple, sachant combien les énumérations réalisées à l'occasion de recensement peuvent comporter de lacunes, il serait naïf de voir dans une baisse des taux de fécondité pendant les deux ou trois années ayant immédiatement précédé un recensement le signe indicateur d'un recul général de la fécondité. Il y a plus de chances que cette fausse tendance soit due à un sous-enregistrement des jeunes enfants.

Sur le plan des applications pratiques, la méthode mère-progéniture fournit une estimation raisonnablement fiable du niveau général de la fécondité (en particulier quand on ne tient compte que des estimations obtenues à partir des données concernant les enfants dénombrés âgés de plus de 3 ans) et donne une idée approximative des tendances. Dans les populations où les déclarations d'âge sont précises (celles d'origine chinoise, par exemple), elle fonctionne remarquablement bien. Dans ses applications traditionnelles (quand la relation enfant-mère doit être déterminée indirectement), la méthode mère-progéniture donne des résultats qui tendent souvent à être faussés par le phénomène connu sous le nom d'effet grand-mère, qui vient de ce que l'on tend parfois à attribuer les enfants à leur grand-mère. L'existence d'une question directe, établissant un lien entre enfants et mères, réduit le risque d'erreurs de ce type.

A l'origine, c'était pour étudier les différences en matière de fécondité entre divers sous-groupes d'une population que l'on a mis au point la méthode mère-progéniture[4], et cette méthode est restée un instrument très pratique pour les analyses de cette nature. Mais, quand on l'utilise à cette fin, il existe deux éléments qu'il ne faut pas perdre de vue : premièrement, si l'on a des raisons de penser que les sous-groupes considérés sont caractérisés par des structures ou des niveaux différents de mortalité, il importe de prendre en compte, en appliquant la méthode, plusieurs estimations différentes de la mortalité pour chacun des sous-groupes; deuxièmement, si les populations étudiées ne sont pas fermées, il faut faire preuve d'une très grande prudence en interprétant les résultats obtenus. Ainsi, prenons l'estimation par la méthode mère-progéniture de la fécondité dans les populations rurales et urbaines d'un pays à un moment donné, t. Quand on projette rétrospectivement la population urbaine présente au moment t jusqu'au moment $t - a$, par exemple, le résultat obtenu ne représente pas nécessairement la population urbaine au moment $t - a$. Il n'y aurait coïncidence que si la population urbaine avait été une population fermée entre le moment $t - a$ et le moment t, ou si l'on n'avait enregistré aucune différence en matière de fécondité ou de mortalité entre les populations urbaines et rurales du pays en question.

Enfin, il convient de souligner que la méthode mère-progéniture d'estimation de la fécondité permet d'obtenir

[4] Lee-Jay Cho, Wilson H. Grabill et Donald J. Bogue, *Differential Current Fertility in the United States* (Chicago, University of Chicago, Community and Family Study Center, 1971).

de façon séparée des estimations de fécondité totale dont on peut se servir pour évaluer la qualité ou la plausibilité des estimations obtenues par d'autres moyens.

2. Données requises

Les données requises pour appliquer cette méthode sont les suivantes :

a) L'effectif des enfants dénombrés (c'est-à-dire des personnes âgées de moins de 15 ans) dont les mères ont été identifiées, classés par année de leur âge et par année d'âge de la mère;

b) L'effectif des enfants (personnes âgées de moins de 15 ans) dont les mères n'ont pu être identifiées, classés par année de leur âge;

c) L'effectif des femmes (qu'elles soient mères ou non), classées par année d'âge. En général, ces données ne sont nécessaires que pour la tranche d'âge comprise entre η et $\nu + \gamma$, les symboles η et ν désignant les limites inférieure et supérieure de la période de procréation, et γ le nombre de groupes d'âge utilisés pour la classification des enfants. Si l'on suppose que η et γ sont chacun égal à 15 et que ν est égal à 49, il suffit de connaître le nombre des femmes âgées de 15 à 64 ans, classées par année d'âge;

d) Des estimations de la survie des enfants. En fait, il faut connaître les probabilités de survie de la naissance au groupe d'âge x à $x + 1$, ${}_1L_x$, pour $x = 1, 2, \ldots, 15$, et pour une période d'une quinzaine d'années précédant la date de l'énumération. Dans la pratique, toutefois, il est rare que l'on dispose d'un ensemble complet de valeurs de ${}_1L_x$. C'est pourquoi, dans le procédé de calcul exposé ci-après, on a inclus certaines opérations permettant de calculer ces probabilités à partir d'autres renseignements indirects;

e) Des estimations de la mortalité féminine adulte. Ici encore, il faut connaître les probabilités de survie de l'âge η à l'âge exact x, pour $x = \eta + 1, \eta + 2, \ldots, \nu + \gamma$, et pour la période d'une quinzaine d'années précédant la date de l'énumération. On trouvera ci-après un exposé des méthodes permettant de calculer ces estimations à partir d'autres renseignements indirects.

3. Procédé de calcul

Les différentes opérations du calcul à réaliser sont exposées ci-après :

Opération 1 : redistribution des enfants dont les mères n'ont pu être identifiées. On ne peut réaliser cette opération que si les enfants dont les mères n'ont pu être identifiées quand il s'est agi d'établir le lien mère-enfant (probablement parce que la mère était décédée ou parce qu'elle ne vivait pas dans le même ménage que son enfant ou ses enfants) ont été classés par année d'âge. D'une façon générale, il est important de pouvoir tenir compte de ces enfants quand on applique la méthode mère-progéniture, puisque leur élimination conduirait certainement à sous-estimer les niveaux de fécondité. Lors de cette opération, il s'agit d'estimer la répartition probable de ces enfants selon l'âge de la mère à partir des renseignements dont on dispose au sujet des enfants dont les mères ont pu être identifiées.

Si l'on désigne par U_x le nombre des enfants de mères non identifiées âgés de x ans et par C_x^a les enfants d'âge x dont les mères avaient l'âge a au moment de l'énumération, on peut obtenir une estimation de U_x^a, c'est-à-dire le nombre des enfants dont les mères non identifiées avaient l'âge a au moment de l'énumération, en résolvant l'équation :

$$U_x^a = C_x^a U_x / \sum_{a=\eta}^{\nu+\gamma} C_x^a \qquad \text{(C.1)}$$

où η et ν désignent respectivement les limites inférieures et supérieures de la période de procréation et γ le nombre de groupes d'âge utilisés pour classer les enfants.

Si l'on élargit la notation employée de façon que

$$C_x = \sum_{a=\eta}^{\nu+\gamma} C_x^a, \qquad \text{(C.2)}$$

on peut récrire comme suit l'équation (C.1) :

$$U_x^a / U_x = C_x^a / C_x, \qquad \text{(C.3)}$$

selon laquelle, sur le plan algébrique, la répartition en fonction de l'âge de la mère des enfants d'âge x de mères non identifiées est identique à celle qui est observée parmi les enfants d'âge x dont les mères ont été identifiées. Bien que cette similitude ne se retrouve pas nécessairement dans la réalité, elle représente, semble-t-il, l'approximation la plus raisonnable vu les données dont on dispose.

Opération 2 : estimation des probabilités de survie pour les enfants. Pour projeter rétrospectivement les enfants dénombrés jusqu'à la date de leur naissance, il faut connaître les probabilités de survie depuis la naissance jusqu'au groupe d'âge x à $x + 1$ pour $x = 0, 1, 2, \ldots$ m $(\gamma - 1)$, désignées par la formule ${}_1L_x$. Selon les données disponibles, il existe plusieurs méthodes pour obtenir des estimations de ces probabilités, mais on se bornera ici à exposer une seule d'entre elles. Elle part de l'hypothèse que l'on dispose d'une estimation sûre du niveau moyen de la mortalité juvénile dans la population considérée au cours de la période d'une quinzaine d'années qui a précédé l'énumération (voir le chapitre III). Cette estimation peut se présenter soit comme un niveau dans tel ou tel groupe de tables types de mortalité Coale-Demeny, soit comme une paire de paramètres α et β servant à déterminer une table de mortalité dans l'un des quatre systèmes logit engendrés par le niveau 16 des quatre tables types de mortalité Coale-Demeny pour la population féminine (voir le chapitre Ier, sous-section B.4).

Quand on présente un niveau des tables types Coale-Demeny comme étant une estimation de la mortalité juvénile, il est possible de le transformer en valeurs équivalentes de ${}_1L_x$ en identifiant les paramètres α et β qui définissent ce niveau à l'intérieur du système logit engendré par le niveau 16 du groupe choisi de tables types de la mortalité pour la population féminine. Le tableau

Tableau 159

VALEURS DES PARAMÈTRES α ET β QUI DÉTERMINENT LES TABLES TYPES DE MORTALITÉ JUVÉNILE COALE-DEMENY DANS LE SYSTÈME LOGIT ENGENDRÉ PAR LE NIVEAU 16 DE LA POPULATION FÉMININE DANS LE GROUPE CORRESPONDANT

	Groupe Nord				*Groupe Sud*			
	Population féminine		*Population masculine*		*Population féminine*		*Population masculine*	
Niveau (1)	*Paramètre* α (2)	*Paramètre* β (3)	*Paramètre* α (4)	*Paramètre* β (5)	*Paramètre* α (6)	*Paramètre* β (7)	*Paramètre* α (8)	*Paramètre* β (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

	Groupe Est				*Groupe Ouest*			
	Population féminine		*Population masculine*		*Population féminine*		*Population masculine*	
Niveau (1)	*Paramètre* α (10)	*Paramètre* β (11)	*Paramètre* α (12)	*Paramètre* β (13)	*Paramètre* α (14)	*Paramètre* β (15)	*Paramètre* α (16)	*Paramètre* β (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

159 donne les valeurs de α et de β qui déterminent les niveaux imprimés des tables types pour les populations masculines et féminines de la tranche d'âge 0-15 ans. On détermine directement α et β par interpolation linéaire entre ces valeurs.

En utilisant ces valeurs de α et de β en conjonction avec les valeurs obtenues par interpolation à partir de la table normalisée (on trouvera à l'annexe XI les valeurs de $l(x)$ par année d'âge pour le niveau 16 de la population féminine dans chacun des groupes de tables types de mortalité Coale-Demeny) et la transformation logit inversée, on peut calculer des valeurs estimatives de $l^*(x)$ pour chaque année et obtenir ainsi les valeurs de ${}_1L_x$ recherchées.

Quand l'estimation de la mortalité infantile est déjà exprimée par une paire de valeurs de α et de β, il suffit, pour obtenir $l^*(x)$, de procéder à l'inversion de la transformation logit.

Bien que ce procédé donne des valeurs de ${}_1L_x$ légèrement différentes de celles que l'on pourrait obtenir par interpolation directe entre les divers niveaux des tables types de mortalité proprement dites, il n'est pas nécessaire pour l'appliquer de disposer d'un ensemble composé de constantes trop nombreuses pour être maniable, qui rendrait son utilisation difficile, même par ordinateur. De plus, comme on a déjà procédé, sur la table normative utilisée, à une interpolation par année d'âge, il est relativement facile d'en dériver des estimations de $l^*(x)$ pour chaque année. Toutes ces raisons militent en faveur de l'application de ce procédé dans le cas présent.

Opération 3 : estimation des probabilités de survie pour la population féminine adulte. Pour pouvoir projeter rétrospectivement la population féminine à chacune des années qui ont précédé l'énumération, il faut connaître les probabilités de survie du type ${}_1L_a/{}_1L_{a-x}$ pour $0 \leqslant x \leqslant \gamma$ et pour $\eta \leqslant a \leqslant \upsilon + \gamma$. Exactement comme dans le cas des enfants, on peut choisir entre plusieurs procédés pour obtenir une estimation de l'ensemble des valeurs ${}_1L_x$ pour la population féminine par année d'âge. Celui que l'on va exposer ici est très proche du procédé appliqué dans le cas des enfants et il se fonde également sur l'hypothèse que l'on connaît le niveau moyen de la mortalité adulte parmi la population féminine considérée au cours des 10 ou 15 années qui ont précédé l'énumération (pour déterminer et vérifier ce niveau, on applique les méthodes d'estimation exposées aux chapitres IV et V). L'estimation de la mortalité adulte dans la population féminine peut se présenter soit comme un niveau dans tel ou tel groupe de tables types de mortalité Coale-Demeny, soit comme une paire de paramètres α et β servant à déterminer une table de mortalité dans l'un des quatre systèmes logit engendrés par les quatre tables de mortalité féminine du niveau 16 des groupes Coale-Demeny. Pour transformer les estimations de la mortalité en valeurs de ${}_1L_x$ pour chacune des années, on procède de la même façon que dans l'opération 2, à ceci près que la détermination des paramètres α et β à partir d'un niveau donné des tables types Coale-Demeny doit se faire sur la base du tableau 160, qui a été spécialement construit pour couvrir la tranche d'âge 10-60 ans de la population féminine. Ce procédé de calcul est expliqué de façon plus précise dans l'exemple détaillé que l'on trouvera plus loin.

Opération 4 : projection rétrospective des enfants. Exactement comme dans le cas de la simple projection rétrospective, on estime le nombre d'enfants nés l'année $t-x$ (t étant l'année de l'énumération) de femmes âgées de $a-x$ ans avec l'équation suivante :

$$M_{t-x}^{a-x} = (C_x^a + U_x^a)/{}_1L_x. \qquad \text{(C.4)}$$

Il convient de rappeler que l'on doit additionner le nombre des enfants dont les mères non identifiées sont supposées avoir l'âge a à la date de l'énumération et celui des enfants dont les mères ont été identifiées et sont âgées de a, avant de procéder à la projection rétrospective du total. Il faut également noter que l'équation (C.4) doit être appliquée pour toutes les valeurs de x allant de 0 à $(\gamma-1)$ et pour tous les groupes d'âge des mères ($\eta \leqslant a \leqslant \upsilon + \gamma$).

La quantité M_{t-x}^{a-x} représente le nombre des enfants nés au cours d'une année $(t-x-1, t-x)$ de femmes dont l'âge

Tableau 160

VALEURS DES PARAMÈTRES α ET β QUI DÉTERMINENT LES TABLES TYPES DE MORTALITÉ COALE-DEMENY POUR LA POPULATION FÉMININE ADULTE DANS LE SYSTÈME LOGIT ENGENDRÉ PAR LE NIVEAU 16 DE LA POPULATION FÉMININE DANS LE GROUPE CORRESPONDANT

	Groupe Nord		*Groupe Sud*		*Groupe Est*		*Groupe Ouest*	
Niveau (1)	*Paramètre* α (2)	*Paramètre* β (3)	*Paramètre* α (4)	*Paramètre* β (5)	*Paramètre* α (6)	*Paramètre* β (7)	*Paramètre* α (8)	*Paramètre* β (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

se situe entre les âges exacts a et $a+1$ au moment de l'énumération, t. Par conséquent, la quantité M_{t-x}^{a-t} correspond au nombre de naissances intervenues parmi la population féminine dont l'âge se situe entre $a-x-1$ et $a-x+1$ (non compris) au cours de l'année $(t-x-1, t-x)$, de telle sorte qu'il faut effectuer une correction pour obtenir le nombre de naissances intervenues au cours de cette année-là parmi les femmes dont l'âge se situe entre seulement $a-x$ et $a-x+1$. La correction la plus simple consiste à considérer que la moyenne de M_{t-x}^{a+1-x} et de M_{t-x}^{a-x} correspond au nombre de naissances recherché. On désigne cette moyenne par la formule B_{t-x}^{a-x}.

Opération 5 : projection rétrospective de la population féminine adulte. On doit réaliser la projection rétrospective de la population féminine d'âge a au moment t, soit W_t^a, jusqu'au moment $t-x$, pour $0 \leqslant x \leqslant \gamma$. En l'occurrence, l'equation utilisée est la suivante :

$$W_{t-x}^{a-x} = W_t^a({}_1L_{a-x}/{}_1L_a) \tag{C.5}$$

ou, ce qui revient au même,

$$W_{t-x}^{a-x} = {}_1L_{a-x}(W_t^a/{}_1L_a). \tag{C.6}$$

Ainsi, quand on fait les calculs à la main, il est plus commode de calculer en premier l'ensemble des valeurs de $W_t^a/{}_1L_a$, puis de les multiplier par ${}_1L_{a-x}$, x variant entre 0 et γ.

Il convient de préciser que la valeur de $W_t^a/{}_1L_a$ obtenue de cette façon représente le nombre de femmes dont l'âge se situe entre $a-x$ et $a-x+1$ (non compris) au moment exact $t-x$. Toutefois, l'effectif de la population féminine qu'il convient d'utiliser comme dénominateur pour B_{t-x}^{a-x} quand on calcule les taux de fécondité par âge est celui de la population féminine à mi-période pendant l'année $(t-x-1, t-x)$. Comme d'habitude, on peut estimer cette quantité, désignée par la formule N_{t-x}^{a-x}, en appliquant l'équation suivante :

$$N_{t-x}^{a-x} = (W_{t-x-1}^{a-x} + W_{t-x}^{a-x})/2.0. \tag{C.7}$$

Opération 6 : calcul des taux de fécondité par âge. Maintenant il suffit d'un calcul direct pour obtenir les taux de fécondité par année d'âge et par période de temps, puisque

$$f_{t-x}(a) = \frac{B_{t-x}^a}{N_{t-x}^a} \tag{C.8}$$

où $f_{t-x}(a)$ désigne le taux de fécondité qui correspond à l'âge a pendant l'année $(t-x-1, t-x)$. Toutefois, en raison des déclarations d'âge erronées, les taux par année d'âge ainsi obtenus risquent d'être peu cohérents. En outre, comme les autres méthodes d'estimation permettent généralement d'obtenir des taux de fécondité par groupe d'âge quinquennal, il peut se révéler nécessaire, à des fins de comparaison, de calculer ces estimations de la manière classique, par groupe d'âge quinquennal. Pour cela, on procède par cumulation des tables de fécondité annuelles que l'on vient d'établir de façon à obtenir $F_{t-x}(a)$, c'est-à-dire :

$$F_{t-x}(a) = \sum_{y=\eta}^{a-1} f_{t-x}(y) \tag{C.9}$$

on calcule ensuite les estimations quinquennales classiques, désignées par $f_{t-x}(i)$ en déterminant les différentes valeurs de :

$$f_{t-x}(i) = (F(10+5(i+1)) - F(10+5i))/5.0 \tag{C.10}$$

pour $i = 1, 2, \ldots, 8$.

Il arrive que des déclarations d'âge erronées concernant de jeunes enfants produisent des séquences de taux de fécondité par groupe d'âge quinquennal qui soient encore assez peu cohérentes. Pour obtenir une séquence d'estimations plus lisse, on se réfère souvent à des taux moyens calculés pour plusieurs années successives. On trouvera une illustration de ce procédé dans l'exemple détaillé qui suit.

4. Exemple détaillé

Les données qui figurent au tableau 161 servent à illustrer l'application de la méthode mère-progéniture à l'estimation de la fécondité. Elles ont été obtenues à l'occasion d'une enquête menée en Colombie en 1978. Cette enquête comportait une question sur l'identification de la mère au niveau du ménage (les données reproduites au tableau 161 n'ont pas été pondérées).

Opération 1 : redistribution des enfants dont les mères n'ont pu être identifiées. Dans le tableau 161, l'avant-dernière rangée de chiffres donne le nombre des enfants dont la mère n'était pas présente dans le ménage quand ils ont été dénombrés. Ces enfants doivent être répartis entre les colonnes du tableau, dans les rangées situées au-dessus de la pénultième (qui correspondent à la répartition de tous les autres enfants en fonction de l'âge de la mère). A la dernière rangée du tableau 161, on trouve le total pour chacune des colonnes. Si l'on reprend les désignations déjà employées, ces totaux sont égaux à $C_x + U_x$ pour $0 \leqslant x \leqslant 15$. Selon l'équation (C.3).

$$U_x^a = C_x^a(U_x/C_x), \tag{C.11}$$

et puisque, comme on l'a constaté à l'opération 4 du procédé de calcul, le nombre des enfants qui doivent être projetés rétrospectivement jusqu'à la date de leur naissance est égal à $C_x^a + U_x^a$, il est possible d'exprimer cette quantité comme suit :

$$C_x^a + U_x^a = C_x^a(1.0 + U_x/C_x), \tag{C.12}$$

c'est-à-dire que, pour les enfants d'un âge donné (une colonne du tableau 161), on peut tout simplement obtenir les valeurs de $C_x^a + U_x^a$ recherchées en multipliant chaque valeur de C_x^a par le facteur $K_x = (1.0 + U_x/C_x)$.

Tableau 161

DONNÉES CONCERNANT LE RAPPORT MÈRE-PROGÉNITURE, LES ENFANTS ÉTANT CLASSÉS PAR ANNÉE DE LEUR ÂGE ET PAR ANNÉE D'ÂGE DE LA MÈRE, COLOMBIE, 1978

Age de la mère	*Nombre d'enfants, par âge des enfants*																*Nombre de femmes*
	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
Inconnu[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] L'âge de la mère n'a pu être déterminé.

Si l'on prend, par exemple, les enfants âgés de 8 ans, on constate que, d'après le tableau 161, ils étaient au nombre de 1 529 au total au moment de l'énumération. Pour 145 d'entre eux, la mère n'était pas présente. Les enfants dont la mère a pu être identifiée sont donc au nombre de 1 384 = C_x, d'où

$$K_x = 1.0 + U_x / C_x = 1.0 + 145/1\,384 = 1.1048.$$

On trouve, dans le tableau 162, les valeurs de K_x pour $0 \leqslant x \leqslant 15$. Quand on fait les calculs à la main, il n'est pas vraiment nécessaire de calculer les valeurs de U_x^a. Il suffit d'appliquer le facteur K_x pour corriger, à un stade ultérieur (opération 4), le nombre estimatif de naissances obtenu par la projection rétrospective des enfants dont la mère a été identifiée.

Opération 2 : estimation des probabilités de survie pour les enfants. On part de l'hypothèse que, par des méthodes

Tableau 162

VALEURS DES FACTEURS D'EXPANSION, K_x, UTILISÉS POUR CORRIGER LES DONNÉES OBTENUES PAR LA MÉTHODE MÈRE-PROGÉNITURE DANS LE CAS DES ENFANTS DONT LA MÈRE N'A PAS ÉTÉ IDENTIFIÉE, COLOMBIE, 1978

Age de l'enfant x *(1)*	*Facteur d'expansion* 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

différentes, fondées sur d'autres sources de données (par exemple, les enfants nés vivants et survivants), on a déjà calculé que le niveau de la mortalité juvénile dans la population colombienne au cours de la période 1963-1978 était approximativement égal à 17.2 dans le groupe de tables types Coale-Demeny du groupe Nord pour l'ensemble de la population. D'après le tableau 159, les valeurs des paramètres et associées aux niveaux 17 et 18 des tables du groupe Nord pour la population féminine sont

$$\alpha^f_{17} = -0.1287 \quad \text{and} \quad \beta^f_{17} = 0.9564;$$

$$\alpha^f_{18} = -0.2683 \quad \text{and} \quad \beta^f_{18} = 0.9093.$$

Par conséquent, les valeurs des paramètres α et β associées au niveau 17.2 pour la population féminine sont obtenues par interpolation de la façon suivante :

$$\alpha^f_{17.2} = (0.2)(-0.2683) + (0.8)(-0.1287) = -0.1566$$

et

$$\beta^f_{17.2} = (0.2)(0.9093) + (0.8)(0.9564) = 0.9470.$$

En appliquant le même procédé à la population masculine, les valeurs estimatives des paramètres α et β associées au niveau 17.2 sont, dans ce cas, les suivantes :

$$\alpha^m_{17.2} = -0.1228 \quad \text{and} \quad \beta^m_{17.2} = 0.8978.$$

A partir de ces valeurs des paramètres α et β et de la table normative choisie, soit le niveau 16 des tables types de mortalité du groupe Nord pour la population féminine (voir l'annexe XI), on peut calculer les valeurs de $l(x)$ pour les âges de 1 à 16 ans par une transformation logit inversée (voir le chapitre VI, sous-section B.4). Pour ce faire, on doit utiliser les équations suivantes :

$$\lambda(x) = \alpha + \beta\,\lambda_s(x) \qquad \text{(C.13)}$$

et

$$l(x) = [1.0 + \exp(2.0\,\lambda(x))]^{-1} \qquad \text{(C.14)}$$

où $\gamma(x)$ désigne la transformation logit de $l(x)$ et l'équation (C.14) définit l'inverse de la transformation logit. Le sous-indice s sert à désigner la table normative.

Par exemple, pour estimer $l(2)$ dans le cas de la population féminine, on considère d'abord que $\lambda_s(2) = -1,1332$ (chiffre repris de l'annexe XI). Par conséquent,

$$\lambda_f(2) = -0.1566 + 0.9470(-1.1332) = -1.2297,$$

de telle sorte que

$$l_f(2) = \frac{1.0}{1.0 + \exp(-2.4594)} = 0.9213.$$

De même, on peut calculer $l(2)$ pour la population masculine de la façon suivante :

$$\lambda_m(2) = -0.1228 + 0.8978(-1.1332) = -1.1402,$$

de telle sorte que

$$l_m(2) = \frac{1.0}{1.0 + \exp(-2.2804)} = 0.9072.$$

De là, on peut estimer $l_b(2)$, soit la probabilité de survie de la naissance à l'âge exact de 2 ans pour l'ensemble de la population, comme suit :

$$l_b(2) = \frac{(1.05)(0.9072) + (0.9213)}{2.05} = 0.9141,$$

en supposant que le rapport numérique des sexes à la naissance est de 1,05 garçon pour une fille.

On trouvera, au tableau 163, d'autres valeurs de $l(x)$ pour la population masculine, la population féminine et l'ensemble de la population. Une fois ces valeurs calculées, on obtient les probabilités de survie, ${}_1L_x$, en faisant la moyenne de valeurs contiguës de $l(x)$. Par exemple,

$${}_1L_7 = \frac{l(7) + l(8)}{2.0} = \frac{0.8819 + 0.8786}{2.0} = 0.8803.$$

La seule exception est ${}_1L_0$: pour en calculer la valeur, il faut disposer d'une estimation du facteur de séparation applicable aux décès d'enfants de moins d'un an. On peut obtenir cette estimation en utilisant les équations

proposées par Coale et Demeny[5]; la forme de ces équations et les coefficients à utiliser sont indiqués dans le tableau 164. Dans le cas présent, $q_f(1) = 1{,}0 - l_f(1) = 0{,}0635$ et $q_m(1) = 0{,}0758$, ces deux valeurs étant inférieures à 0,100. Par conséquent, on utilise les coefficients applicables au cas A pour estimer S pour chacun des deux sexes séparément. On opère de la façon suivante :

$$S_f = 0.05 + 3.0(0.0635) = 0.2405$$

$$S_m = 0.0425 + 2.875(0.0758) = 0.2604,$$

de telle sorte que

$$\begin{aligned} {}_1L_0^f &= S_f + (1.0 - S_f)(l_f(1)) \\ &= 0.2405 + (1.0 - 0.2405)(0.9365) \\ &= 0.9518 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} {}_1L_0^m &= S_m + (1.0 - S_m)(l_m(1)) \\ &= 0.2604 + (1.0 - 0.2604)(0.9242) \\ &= 0.9439, \end{aligned}$$

et

$$\begin{aligned} {}_1L_0^b &= [(1.05)(0.9439)] + 0.9518/2.05 \\ &= 0.9478. \end{aligned}$$

On trouvera, à la colonne (5) du tableau 163, les valeurs de ${}_1L_x$ pour l'ensemble de la population.

Opération 3 : estimation des probabilités de survie pour la population féminine adulte. Le procédé de calcul utilisé pour estimer ces probabilités est très proche de celui que l'on a proposé à l'opération précédente. Il en diffère essentiellement par le fait que l'on n'y tient compte que de la population féminine et que l'on doit se reporter au tableau 160 pour traduire un niveau de mortalité donné en valeurs des paramètres α et β. Dans le cas présent, on suppose que les renseignements obtenus par ailleurs (données relatives à l'orphelinage, par exemple) montrent que la mortalité parmi la population féminine adulte en Colombie pendant la période considérée (1963-1978) correspond bien au niveau 16,6 des tables types de mortalité du groupe Ouest. Alors, d'après le tableau 160, les valeurs de α et β associées aux niveaux 16 et 17 sont respectivement :

$$\alpha_{16} = 0.0012 \quad \text{et} \quad \beta_{16} = 1.0015;$$

$$\alpha_{17} = -0.0787 \quad \text{et} \quad \beta_{17} = 1.0218.$$

On obtient donc les valeurs correspondant au niveau 16.6 par interpolation, comme suit :

$$\alpha_{16.6} = 0.4(0.0012) + 0.5(-0.0787) = -0.0467,$$

$$\beta_{16.6} = 0.4(1.0015) + 0.6(1.0218) = 1.0137.$$

Une fois calculées ces valeurs des paramètres α et β, on peut utiliser les équations (C.13) et (C.14) pour estimer $l(x)$ par année d'âge. Par exemple, pour $x = 35$, l'annexe XI montre que $\lambda_s(35) = -0.6661$ dans le cas des tables types du groupe Ouest. D'où,

$$\lambda(35) = -0.0467 + 1.0137(-0.6661) = -0.7219$$

et

$$l(35) = \frac{1.0}{1.0 + \exp(2.0(-0.7219))} = 0.8091.$$

On trouvera dans les colonnes (2) et (5) du tableau 165 les autres valeurs de $l(x)$ estimées de cette manière; à partir de ces valeurs, on obtient celles de ${}_1L_x$ par calcul de moyennes successives. Par exemple,

$${}_1L_{35} = (0.8091 + 0.8048)/2.0 = 0.8070.$$

Tableau 163

ESTIMATIONS DES PROBABILITÉS DE SURVIE, $l(x)$ ET ${}_1L_x$, POUR LES ENFANTS, GROUPE NORD, COLOMBIE, 1978

	Probabilité de survie jusqu'à l'âge exact x			*Probabilité de survie jusqu'au groupe d'âge x à x + 1*
Age x (1)	*Population féminine l(x)* (2)	*Population masculine l(x)* (3)	*Ensemble de la population l(x)* (4)	*Ensemble de la population ${}_1L_x$* (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	-

[5] *Ibid.*

Tableau 164

COEFFICIENTS POUR L'ESTIMATION DES FACTEURS DE SÉPARATION POUR LE GROUPE D'ÂGE 0-1, TABLES TYPES DE MORTALITÉ COALE-DEMENY

	Sexe féminin		*Sexe masculin*	
	Coefficients		*Coefficients*	
Groupe (1)	a_1 (2)	b_1 (3)	a_1 (4)	b_1 (5)
Cas A : q(1) 0.100				
Nord, Sud et Ouest	0.0500	3.000	0.0425	2.875
Est	0.0100	3.000	0.0025	2.875
Cas B : q(1) 0.100				
Nord, Sud et Ouest	0.3500	0.000	0.3300	0.000
Est	0.3500	0.000	0.2900	0.000

Equation: $S = a_1 + b_1 q(1)$

Les colonnes (3) et (6) du tableau 165 donnent la séquence complète des valeurs de L_x.

Opération 4 : projection rétrospective des enfants. La projection rétrospective des enfants dénombrés est une opération directe faite à partir des valeurs de C_x^a figurant dans le tableau 161 et des estimations de ${}_1L_x$ que donne le tableau 163. Par exemple, pour estimer le nombre des enfants nés en 1970 de femmes âgées de 25 ans, on procède de la façon suivante :

$$M_{1970}^{25} = K_8(C_8^{33} / {}_1L_8) = 1.1048(65/0.8772) = 81.87,$$

$$M_{1970}^{26} = K_8(C_8^{34} / {}_1L_8) = 1.1048(62/0.8772) = 78.09,$$

de telle sorte que :

$$B_{1970}^{25} = (M_{1970}^{25} + M_{1970}^{26})/2.0$$

$$= (81.87 + 78.09)/2.0 = 79.98.$$

Le tableau 166 donne l'ensemble complet des valeurs de B_{t-x}^a. Il convient de rappeler toutefois que les titres des rubriques du tableau 166 ne correspondent pas aux notations utilisées ici jusqu'à présent. C'est ainsi que les estimations de B_{1970}^a figurent dans la colonne "1969/70". On a voulu par là indiquer explicitement que les naissances à dénombrer sont intervenues à une époque se situant à cheval sur les années civiles 1969 et 1970. La durée exacte des fractions d'années considérées dépend de la date à laquelle l'énumération (l'enquête, dans le cas présent) a eu lieu en 1978. Ce n'est que si l'énumération avait eu lieu le 31 décembre 1978 que les estimations de B_{1970}^a auraient porté exclusivement sur l'année 1970. Certes, les titres des rubriques risquent de perturber le novice, mais on les a choisis parce qu'ils correspondent à ceux qui figurent sur l'état imprimé des programmes d'ordinateur fondés sur la méthode mère-progéniture et, aussi, parce qu'ils sont plus précis que les désignations algébriques utilisées. Si celles-ci ne se rapportent pas explicitement, dans chaque cas, à deux années civiles contiguës, c'est uniquement parce qu'une telle pratique les rendrait encore plus délicates et impressionnantes à utiliser.

Enfin, il importe de souligner que les chiffres du tableau 166 concernant les femmes âgées de 14 ans n'ont pas été calculés en faisant la moyenne du nombre des naissances dans deux groupes d'âges différents. Ils représentent seulement les valeurs de M_{t-x}^{a-x} quand $a - x = 15$. Puisqu'il s'agit de valeurs limites, il subsiste toujours un certain doute quant à leur précision, et il est préférable de n'en pas tenir compte dans le calcul de la fécondité totale.

Opération 5 : projection rétrospective de la population féminine adulte. A partir des valeurs de ${}_1L_x$ qui figurent dans le tableau 165, on procède à l'opération de projection rétrospective de la population féminine dont l'effectif est indiqué dans le tableau 161, en employant l'équation (C.5), ou l'équation (C.6) quand les calculs sont effectués en deux opérations, à la main. A titre d'exemple, voici le mode d'estimation de la population féminine âgée de 25 ans au milieu d'une année donnée (1969/70). Tout d'abord, une opération intermédiaire s'impose, au cours

Tableau 165

ESTIMATIONS DES PROBABILITÉS DE SURVIE, $l(x)$ ET ${}_1L_x$, POUR LA POPULATION FÉMININE ADULTE, GROUPE OUEST, COLOMBIE, 1978

Age x *(1)*	*Probabilité de survie jusqu'à l'âge exact* x $l(x)$ *(2)*	*Probabilité de survie jusqu'au groupe d'âge* x *à* $x+1$ ${}_1L_x$ *(3)*	*Age* x *(4)*	*Probabilité de survie jusqu'à l'âge exact* x $l(x)$ *(5)*	*Probabilité de survie jusqu'au groupe d'âge* x *à* $x+1$ ${}_1L_x$ *(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	0.8230	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			

Tableau 166

NOMBRE ESTIMATIF DE NAISSANCES PENDANT DES PÉRIODES D'UN AN, PAR ANNÉE D'ÂGE DE LA MÈRE, COLOMBIE, 1963/64-1977/78

Age de la mère à la naissance de l'enfant	*Année de la naissance de l'enfant et nombre estimatif de naissances, $B^a_{1,x}$*														
	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

NOTE. — Les chiffres de ce tableau ont été calculés par ordinateur. Il se pourrait qu'ils ne coïncident pas toujours avec ceux qui figurent dans le texte, parce que certains chiffres ont été arrondis et des décimales supprimées pendant les calculs intermédiaires.

Tableau 167

NOMBRE ESTIMATIF DE FEMMES PENDANT DES PÉRIODES SUCCESSIVES D'UN AN PAR ANNÉE D'ÂGE DES FEMMES, COLOMBIE, 1963/64-1977/78

Age des femmes	*Nombre estimatif de femmes,* N_{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	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

NOTE. Les chiffres de ce tableau ont été calculés par ordinateur. Il se pourrait qu'ils ne coïncident pas toujours avec ceux qui figurent dans le texte, parce que certains chiffres ont été arrondis et des décimales supprimées pendant les calculs intermédiaires.

de laquelle on doit calculer les valeurs de W^{25}_{1969} et de W^{25}_{1970} de la façon suivante :

$$W^{25}_{1970} = W^{33}_{1978}({}_1L_{25}/{}_1L_{33}) = 272(0.8445/0.8152) = 281.78,$$

$$W^{25}_{1969} = W^{34}_{1978}({}_1L_{25}/{}_1L_{34}) = 257(0.8445/0.8112) = 267.55,$$

puis on calcule leur moyenne,

$$N^{25}_{1970} = (281.78 + 267.55)/2.0 = 274.66.$$

Toutes les valeurs de N^a_{t-x} sont données dans le tableau 167.

Opération 6 : calcul des taux de fécondité par âge. Le calcul des taux de fécondité par âge pour chaque année successive, soit $f_{t-x}(a)$, à partir de l'équation (C.8) est une opération simple. Par exemple,

$$f_{t-x}(25) = B^{25}_{1970}/N^{25}_{1970} = 79.98/274.66 = 0.2912.$$

Les autres valeurs de $f_{t-x}(a)$ sont indiquées dans le tableau 168. En partant de ces valeurs, on calcule les taux de fécondité par groupe d'âge quinquennal, soit $f_{t-x}(i)$, en appliquant une variante de l'équation (C.10) de la façon suivante :

$$\begin{aligned} f_{1970}(1) &= (f_{1970}(15) + f_{1970}(16) + f_{1970}(17) \\ &\quad + f_{1970}(18) + f_{1970}(19))/5.0 \\ &= (0.0327 + 0.0672 + 0.1028 + 0.1469 \\ &\quad + 0.1985)/5.0 = 0.1096. \end{aligned}$$

Les autres estimations de $f_{t-x}(i)$ sont données dans le tableau 169. On les a obtenues en faisant la moyenne des valeurs pertinentes de $f_{t-x}(a)$, comme l'indique l'équation suivante :

$$f_{t-x}(i) = \sum_{a=10+5i}^{14+5i} f_{t-x}(a). \qquad \text{(C.15)}$$

Les tableaux 168 et 169 donnent également les estimations de la fécondité totale. Dans les deux cas, ces valeurs ont été obtenues en additionnant les valeurs de $f_{t-x}(a)$ ou de $f_{t-x}(i)$ multipliées par 5 pour tenir compte du fait qu'elles représentent des moyennes calculées sur 5 ans. La différence entre les valeurs de la fertilité totale données respectivement par les tableaux 168 et 169 tient au fait que le tableau 168, contrairement au tableau 169, indique des valeurs qui comprennent les taux de fécondité pour les femmes âgées de 14 ans.

Il faut préciser que chacun des ensembles de taux de fécondité et d'estimations de la fécondité totale est qualifié par une paire d'années qui désignent la période à laquelle les taux se réfèrent. Conformément au système de notation appliqué dans la présente section, la deuxième ou dernière année de chaque période est celle que l'on désigne par $(t - x)$.

Si l'on étudie la séquence des estimations de la fécondité totale obtenues par l'application de la méthode mère-progéniture (tableau 169), on constate que, d'une façon générale, la valeur des estimations tend à augmenter à mesure que l'on s'éloigne dans le passé. Mais cet accroissement n'est pas régulier et on note certaines exceptions. Les estimations pour les périodes d'un an 1965/66 et 1967/68 sont plus élevées que celles qui concernent les années voisines. Elles ont été calculées à partir des enfants dont l'âge déclaré était, en 1978, de 12 et 10 ans, respectivement. Il est évident que les valeurs relativement élevées des estimations de la fécondité totale pour les périodes 1965/66 et 1967/68 s'expliquent par le phénomène des nombres attractifs lié précisément à ces âges. De même, il est probable que les estimations relativement basses de la fécondité totale pour 1966/67 sont également dues à des erreurs de déclaration d'âge : on a, par exemple, évité l'âge de 11 ans en 1978. Pour atténuer certains des saillants et des creux constatés dans les estimations brutes de la fécondité totale, on peut par exemple faire la moyenne des estimations relatives aux années contiguës. Les estimations reproduites dans le tableau 170 ont été obtenues de cette façon; par exemple,

$$\begin{aligned} f_{1967-1969}(3) &= (f_{1966/67}(3) + f_{1967/68}(3) + f_{1968/69}(3))/3.0 \\ &= (0.2759 + 0.2823 + 0.2549)/3.0 = 0.2710 \end{aligned}$$

et

$$\begin{aligned} TF_{1967-1969} &= (TF_{1966/67} + TF_{1967/68} + TF_{1968/69})/3.0 \\ &= (5.8168 + 6.1170 + 5.5807)/3.0 = 5.8382. \end{aligned}$$

Les estimations lissées de la fécondité totale données dans le tableau 170 augmentent progressivement de valeur à mesure que l'on s'éloigne dans le passé; en cela, elles ne font que traduire le recul à long terme de la fécondité qui a été observé. Les niveaux qu'elles indiquent sont, dans l'ensemble, assez fiables, mais ils ne doivent pas être interprétés trop strictement. Il est probable, en particulier, que la forte attraction exercée par l'âge de 12 ans a pu entraîner une distorsion vers le haut des estimations relatives à la période 1964-1966 et que l'omission sélective de jeunes enfants a pu se traduire par une distorsion vers le bas des estimations portant sur 1976-1978. Il convient donc de vérifier la validité de ces estimations en les comparant à d'autres, calculées avec des données obtenues de sources différentes et par des méthodes différentes.

En conclusion, il importe de souligner que la méthode mère-progéniture, telle qu'elle vient d'être exposée, présuppose que la mortalité n'évolue pas pendant toute la période considérée. Une modification de la méthode pour l'adapter aux cas dans lesquels la mortalité évolue implique une simple opération directe, mais il n'est pas fréquent que l'on dispose des données requises pour estimer de façon suffisamment sûre une série chronologique de tables de mortalité. De ce fait, la version de cette méthode qui vient d'être présentée peut s'appliquer dans bon nombre des cas que l'on rencontre dans la pratique.

Tableau 168

TAUX ANNUELS ESTIMATIFS DE FÉCONDITÉ, PAR ANNÉE D'ÂGE DES FEMMES, COLOMBIE, 1963/64-1977/78

Age des femmes	*Taux estimatifs de fécondité, $f_{t-x}(a)$*														
	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*	*1977/1978*	*1978/1979*
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
Fécondité totale	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

NOTE. Les chiffres de ce tableau ont été calculés par ordinateur. Il se pourrait qu'ils ne coïncident pas toujours avec ceux qui figurent dans le texte, parce que certains chiffres ont été arrondis et des décimales supprimées pendant les calculs intermédiaires.

Tableau 169

TAUX ANNUELS ESTIMATIFS DE FÉCONDITÉ, PAR GROUPE D'ÂGE QUINQUENNAL, COLOMBIE, 1963/64-1977/78

Groupe d'âge	*Taux estimatif de fécondité, $f_{t-x}(i)$*														
	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
Fécondité totale	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

Tableau 170

TAUX ESTIMATIFS TRIENNAUX DE FÉCONDITÉ, CALCULÉS PAR GROUPE D'ÂGE QUINQUENNAL, COLOMBIE, 1964-1978

Groupe d'âge	*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
Fécondité totale	6.6814	5.8382	5.6249	4.5547	3.7684

Chapitre IX

ESTIMATION DE LA MORTALITÉ ADULTE AU MOYEN DES RÉPARTITIONS PAR ÂGE DONNÉES PAR LES RECENSEMENTS SUCCESSIFS

A. — Fondement des méthodes

1. Emploi d'une séquence de répartitions par âge de la population

A l'occasion notamment de l'analyse des estimations superposées de la fécondité obtenues par les méthodes de la projection rétrospective (chapitre VIII) et dans les sections traitant des méthodes de la cohorte hypothétique (voir les chapitres II, III et IV), on a souligné combien il était important, à des fins d'estimation démographique, de disposer, au sujet d'une population, de renseignements obtenus à deux périodes différentes dans des conditions pratiquement similaires. Les répartitions par âge et par sexe données par des énumérations successives de la population offrent également une base solide pour l'estimation de la mortalité pendant les périodes intercensitaires. Dans une population fermée ayant fait l'objet de deux recensements séparés par un intervalle de t années, la population dont l'âge est $x + t$ au moment du deuxième recensement groupe les survivants de la population qui était âgée de x années au moment du premier, de telle sorte que l'on peut calculer la probabilité de survie intercensitaire de l'âge x à l'âge $x + t$. Il est dès lors possible, à partir de la séquence des probabilités de survie à des âges initiaux successifs de x ans, d'obtenir les valeurs que l'on calcule habituellement en ce qui concerne la mortalité.

Cette méthode d'estimation de la mortalité au moyen de données relatives à la survie intercensitaire est particulièrement séduisante parce qu'elle est simple et directe, qu'elle n'exige que des renseignements censitaires parmi les plus élémentaires, sans qu'il soit nécessaire de formuler d'hypothèses quant à la structure par âge de la mortalité; elle permet en outre d'obtenir des estimations de la mortalité pour une période de temps bien définie. L'ennui est que ces avantages se trouvent annulés par l'obligation de disposer de données censitaires exactes et de travailler sur une population fermée. Dans la pratique, donc, cette méthode donne fréquemment des résultats décevants. Les mouvements migratoires influent autant sur une population que la mortalité et ils peuvent avoir sur l'effectif de la population, et plus particulièrement parmi les adultes jeunes, une influence plus forte encore que cette dernière. De même, les déclarations d'âge erronées faussent parfois gravement les résultats et, s'il est possible en se servant de données groupées d'atténuer dans une certaine mesure les effets de la préférence marquée pour les âges se terminant par certains chiffres dont font preuve les recensés et qui tend à introduire une très forte variabilité dans les rapports estimatifs de survie, la surestimation ou la sous-estimation systématiques de l'âge dans les déclarations peuvent poser des problèmes insurmontables. Il arrive que des variations dans la complétude du dénombrement d'un recensement à l'autre brouillent totalement les effets de la mortalité si aucune correction n'est possible et conduisent à des résultats parfaitement trompeurs. D'ailleurs, on peut affirmer, sans risque d'exagérer, que les estimations de la survie intercensitaire sont de bien meilleurs indicateurs de la comparabilité de deux énumérations censitaires que du niveau de la mortalité entre deux recensements.

Il reste que, malgré ces difficultés, il est bon d'appliquer cette méthode toutes les fois où cela est possible; en effet, quand les données de base ne comportent pas d'erreurs énormes, elle permet d'obtenir des estimations utiles de la mortalité si l'on se réfère aux groupes d'âge appropriés et si l'on a recours à certaines techniques de lissage. Et même quand les erreurs sont graves, les probabilités de survie que l'on calcule ainsi sont de précieux indicateurs de la nature de ces erreurs.

2. Disposition du chapitre

Toutes les méthodes qui seront exposées dans le présent chapitre se fondent, pour l'essentiel, sur l'utilisation de deux répartitions successives de la population par âge (et, quand cela est possible, par sexe). Les répartitions par âge doivent être établies à partir d'énumérations complètes : en effet, si l'on se référait à des données obtenues au moyen d'enquêtes par sondage, des erreurs d'échantillonnage risqueraient de fausser gravement les résultats obtenus; de plus, il faut se trouver dans la situation idéale d'une population fermée à toute migration, faute de quoi on doit procéder, sur une population ou sur l'autre, à un ajustement destiné à tenir compte des effets de la migration nette. Les calculs sont très simplifiés quand la durée de la période intercensitaire est exactement un multiple de 5, même si des périodes de durée différente ne posent pas de problèmes insurmontables; d'une façon générale, en outre, il est préférable que la durée de la période ne dépasse pas 15 ans. On trouvera ci-après une description des caractéristiques principales des méthodes à la disposition de l'analyste (pour les données requises et les paramètres estimatifs, se reporter au tableau 171).

Section B. — Estimation de la mortalité à partir des probabilités intercensitaires de survie. Cette section comporte un exposé des procédures utilisées habituellement pour estimer la mortalité à partir des répartitions par âge fournies par deux recensements successifs, en calculant les probabilités de survie des cohortes pendant la période in-

Tableau 171

GUIDE SCHÉMATIQUE DU CHAPITRE IX

Section	*Sous-section et méthode*	*Genre de données requises*	*Paramètres estimatifs*
B. — Estimation de la mortalité à partir des probabilités intercensitaires de survie	B.2 Coefficients de survie pour les cohortes d'âge quinquennales, lissés au moyen des tables de mortalité Coale-Demeny	Population classée par âge et par sexe selon deux recensements distants de 15 ans au plus. Si la période intercensitaire n'est pas un multiple exact de 5, il faut qu'une répartition au moins soit par année d'âge. Estimation de la migration intercensitaire nette	Table de mortalité pour la période intercensitaire à partir de l'âge de 10 ans environ
	B.3 Coefficients de survie pour les cohortes d'âge quinquennales, lissés au moyen du système logit	Population classée par âge et par sexe selon deux recensements distants de 15 ans au plus. Si la période intercensitaire n'est pas un multiple exact de 5, il faut qu'une répartition au moins soit par année d'âge. Estimation de la migration intercensitaire nette	Table de mortalité pour la période intercensitaire à partir de l'âge de 10 ans environ
	B.4 Coefficients de survie lissés par la méthode cumulative et par l'utilisation des tables de mortalité Coale-Demeny	Population classée par âge et par sexe selon deux recensements distants de 15 ans au plus. Si la période intercensitaire n'est pas un multiple exact de 5, il faut qu'une répartition au moins soit par année d'âge. Estimation de la migration intercensitaire nette	Table de mortalité pour la période intercensitaire, à partir de l'âge de 10 ans environ
C. — Survie intercensitaire complétée par des renseignements concernant la structure par âge de la mortalité.		Population classée par âge et par sexe selon deux recensements distants de 15 ans au plus. Si la période intercensitaire n'est pas un multiple exact de 5, il faut qu'une répartition au moins soit par année d'âge. Décès enregistrés pendant la période intercensitaire, classés par âge et par sexe Estimations de la migration intercensitaire nette (pour l'ajustement des données brutes, en cas de besoin)	Complétude de l'enregistrement des décès par rapport à celle du deuxième recensement Complétude de l'enregistrement lors du premier recensement par rapport au deuxième recensement
D. — Estimation de la table de mortalité pour les âges postérieurs à l'enfance, à partir de la répartition par âge et des taux intercensitaires d'accroissement		Population classée par âge et par sexe selon deux recensements distants de 15 ans au plus. Il faut utiliser la même classification par âge pour les deux populations. Estimations de la migration intercensitaire nette (pour l'ajustement des données brutes en cas de besoin)	Estimations de ${}_5L_x$ à partir de l'âge de 10 ou de 15 ans

tercensitaire. On y décrit également diverses techniques de lissage[1] des probabilités calculées, qui utilisent les tables types de mortalité Coale-Demeny et le système logit des tables de mortalité pour l'estimation d'un paramètre unique de la mortalité. Il y est aussi question de diverses variantes fondées sur des répartitions par âge, cumulées ou non.

Section C. — Survie intercensitaire complétée par des renseignements concernant la structure par âge de la mortalité. Dans le cas d'une population fermée, il est possible de faire une comparaison entre la réduction relative de l'effectif d'une cohorte entre deux recensements et la réduction relative escomptée d'après les estimations fondées sur le nombre de décès dans la cohorte, que l'on obtient en consultant les registres de l'état civil ou au moyen d'enquêtes rétrospectives. Puisque la composition par âge de la population est très différente de celle de la mortalité, il est possible, de cette manière, d'isoler les effets des changements de complétude du dénombrement dus aux lacunes d'enregistrement des décès. Plus

[1] Les termes lisser et lissage employés dans le présent *Manuel* dans leur acception la plus générale se rapportent aux procédures qui servent à éliminer ou à atténuer au maximum les irrégularités souvent présentes dans les données fournies ou dans les estimations préliminaires établies à partir d'elles. Dans ce sens, l'ensemble des techniques de lissage possibles comporte une grande variété de procédures différentes, qui vont de l'ajustement de modèles au simple calcul de moyennes. Les techniques de lissage généralement appliquées aux répartitions ou compositions par âge et aux taux observés de mortalité par âge s'inscrivent dans cet ensemble, mais elles ne sont pas les seules. Les procédures relativement grossières exposées dans le présent *Manuel* sont nécessaires dans la mesure où les données de base disponibles sont à la fois peu sûres et incomplètes.

précisément, quand la complétude de l'énumération et le degré d'enregistrement des décès ne varient pas avec l'âge, du moins pour les âges postérieurs à l'enfance, on peut estimer les différences de complétude du dénombrement entre deux recensements et les degrés respectifs d'enregistrement des décès. Mais les résultats risquent d'être gravement faussés par les erreurs systématiques de déclaration d'âge.

Section D. — Estimation de la table de mortalité pour les âges postérieurs à l'enfance, à partir de la répartition par âge et des taux intercensitaires d'accroissement. A partir de deux énumérations censitaires, on obtient les données requises pour calculer les taux intercensitaires d'accroissement pour les divers groupes d'âge quinquennaux. On peut alors utiliser ces taux d'accroissement pour convertir la répartition moyenne par âge établie sur la base des deux recensements en population stationnaire, c'est-à-dire en une fonction ${}_5L_x$ de la table de mortalité. Ce mode de calcul est particulièrement intéressant quand la durée de la période intercensitaire n'est pas un multiple de 5.

B. — Estimation de la mortalité à partir des probabilités intercensitaires de survie

1. Base et principe des méthodes

Toutes les méthodes exposées dans la présente section se fondent sur le même renseignement simple : le changement intervenu dans l'effectif des cohortes successives d'une population donnée entre deux recensements qui se suivent. Elles ne diffèrent que par la manière dont on procède au lissage de cette donnée de base dans le but d'atténuer les effets des erreurs, puis à sa conversion en un paramètre de la mortalité. C'est pourquoi les sous-sections B.3 et B.4 ne traitent que des procédés de calcul différents de ceux dont il est question dans la sous-section B.2.

2. Coefficients intercensitaires de survie pour les cohortes d'âge quinquennales, lissés au moyen des tables de mortalité Coale-Demeny

a) *Données requises*

Les données requises pour appliquer cette méthode sont les suivantes :

a) Deux dénombrements censitaires, la population étant classée par âge et par sexe. (La classification par sexe n'est pas indispensable, mais comme elle existe, en général, il est utile d'en tenir compte toutes les fois où cela est possible.) Comme ω, l'âge le plus élevé atteint dans la population, représente théoriquement la valeur limite de l'intervalle intercensitaire t (mesuré en années), il se trouve que, dans la pratique, quand cet intervalle dépasse 15 ans, les renseignements disponibles sont rares et les calculs risquent de subir davantage l'influence de modifications autres que celles qui sont liées à la mortalité. Quand t est divisible par 5, les deux répartitions par âge peuvent être faites par groupes d'âge quinquennaux et il est possible de retrouver dans le deuxième recensement les cohortes identifiées au moment du premier; mais quand t n'est pas un multiple de 5, il est utile que l'une des répartitions par âge soit réalisée par année d'âge, de telle sorte qu'il soit possible de construire des cohortes comparables.

b) *Procédé de calcul*

Les différentes opérations du calcul à réaliser sont exposées ci-après :

Opération 1 : ajustement pour compenser les effets de la migration intercensitaire nette et des différences de couverture territoriale. Si la migration nette est importante au cours de la période qui sépare les deux recensements, il est en général impossible d'appliquer la méthode de la survie intercensitaire. Mais si l'on peut procéder à l'ajustement en fonction de l'âge de l'une ou l'autre des deux répartitions par âge de façon à tenir compte de l'influence de la migration, la méthode redevient applicable une fois l'ajustement opéré. Mais il est très rare que l'on puisse disposer de renseignements suffisants concernant les mouvements migratoires et il n'est pas possible de proposer ici des méthodes d'ajustement d'application générale. Quant aux problèmes que posent les modifications du degré de couverture territoriale, ils ne présentent pas toujours une telle gravité. En procédant de façon judicieuse à l'agrégation des renseignements de nature infranationale recueillis à l'occasion d'un recensement ou de l'autre, on peut le plus souvent obtenir des répartitions par âge valables pour des populations comparables. Mais il n'est pas indispensable de proposer ici une méthode d'application générale : il suffit d'insister sur la nécessité de procéder aux ajustements voulus quand des modifications sont intervenues dans le degré de couverture territoriale.

Opération 2 : groupement par cohorte des données fournies par les deux recensements. D'une façon générale, les techniques simples de la survie intercensitaire ne tiennent pas compte des effets de la répartition par âge à l'intérieur des cohortes, puisque l'on suppose que la composition de la population à l'intérieur de chaque groupe d'âge est la même que s'il s'agissait d'une population stationnaire ou définie par une table de mortalité. Mais cette hypothèse simplificatrice exige que les cohortes ne comportent pas un nombre d'âges excessif (probablement cinq au maximum). D'ailleurs, les groupements portant sur cinq années d'âge présentent un autre avantage : la plupart des systèmes de tables types de mortalité sont construits à partir de groupes d'âge quinquennaux, même si des intervalles d'une durée différente puissent également être utilisés le cas échéant. Si le nombre d'années qui sépare les deux recensements, soit t, est divisible par 5, les groupes d'âge quinquennaux classiques allant de x à $x + 4$ du premier recensement survivent sous la forme des groupes quinquennaux classiques $x + t$ à $x + t + 4$ dans le deuxième recensement; par conséquent, il n'est pas nécessaire de procéder à un groupement. Quand t n'est pas divisible par 5, il est possible de se référer à une répartition par année d'âge faite indifféremment à partir du premier ou du deuxième recensement pour composer des groupes correspondant aux cohortes quinquennales classiques de l'autre recensement. Dans les cas où le phénomène des nombres attractifs se manifeste avec force

et où il risque de se traduire par une exagération systématique des âges déclarés, on peut alors utiliser des groupes d'âge quinquennaux moins classiques (comme 3-7, 8-12 et 13-17), axés sur un âge central se terminant par un chiffre attractif.

Opération 3 : ajustement nécessaire quand l'intervalle intercensitaire ne porte pas sur un nombre exact d'années. Quand l'intervalle intercensitaire n'est pas composé d'un nombre exact d'années, il faut effectuer un léger ajustement sur l'une ou l'autre des deux populations, en la faisant avancer ou reculer dans le temps de façon à ce qu'elle concorde au mieux avec la même population à la date la plus rapprochée définissant un intervalle qui comporte un nombre exact d'années; on peut ainsi corriger le léger effet que l'accroissement normal de la population aurait eu sur les estimations de la survie intercensitaire. On peut calculer le taux d'accroissement, r, de la façon suivante :

$$r = [\ln(N_2) - \ln(N_1)]/t$$

où N_2 désigne la population totale enregistrée au deuxième recensement, N_1 la population totale enregistrée au premier recensement et t la période intercensitaire mesurée en années. On se sert de ce taux d'accroissement pour déplacer la première ou la deuxième répartition par âge sur la période de temps considérée. Quand la portion décimale de t est inférieure à 0,5, l'intervalle doit être raccourci et ramené à t années exactement; mais quand elle est supérieure à 0,5, l'intervalle doit être rallongé et porté à $t + 1$ années exactement. Si l'on désigne par z la portion décimale de t, on peut raccourcir l'intervalle en le ramenant à t années en multipliant chacun des groupes d'âge dénombrés au premier recensement par un facteur $\exp[rz]$ ou chacun des groupes d'âge dénombrés au deuxième recensement par un facteur $\exp[-rz]$. Pour rallonger l'intervalle, on peut également multiplier chacun des groupes d'âge dénombrés au premier recensement par un facteur $\exp[r(z - 1{,}0)]$ ou chacun des groupes d'âge dénombrés au deuxième recensement par un facteur $\exp[r(1{,}0 - z)]$.

Opération 4 : calcul des coefficients de survie des cohortes. On peut maintenant calculer les probabilités, ou les coefficients, de survie des cohortes au cours de la période intercensitaire, désignées par ${}_tS_{x,x+5}$, en divisant l'effectif de la cohorte au deuxième recensement par celui de la même cohorte au premier recensement. Les coefficients de survie calculés de cette façon sont très voisins des probabilités de survie données dans les tables de mortalité (ou caractérisant les populations stationnaires), à condition que les écarts entre la composition réelle par âge des cohortes et celle de la population stationnaire n'aient pas d'effets très sensibles (comme c'est généralement le cas). Ainsi,

$${}_tS_{x,x+5} = {}_5N^2_{x+t} / {}_5N^1_x = {}_5L_{x+t} / {}_5L_x$$

où t désigne la durée de l'intervalle intercensitaire après ajustement (opération 3), ${}_5N^1_x$ la population âgée de x à $x + 4$ années dénombrée au premier recensement et ${}_5N^2_{x+t}$ la population âgée de $x + t$ à $x + t + 4$ dénombrée au deuxième recensement.

Opération 5 : ajustement d'une table type de mortalité Coale-Demeny. Il est facile de vérifier la cohérence des coefficients de survie des cohortes calculés par l'opération 4 en déterminant à quel niveau de mortalité chaque coefficient correspond dans les tables types de mortalité Coale-Demeny. On peut alors obtenir l'estimation la plus précise possible du niveau de mortalité en omettant tous les niveaux qui font apparaître un écart trop important et en calculant, par exemple, l'estimation à partir des niveaux restants, après en avoir fait la moyenne. Si la période intercensitaire ajustée, t, est divisible par 5, il est possible de calculer directement les coefficients du type ${}_5L_{x+t}/{}_5L_x$ applicables aux populations stationnaires pour les niveaux pertinents des tables types de mortalité du groupe régional choisi. Quand t n'est pas divisible par 5, en revanche, d'autres opérations s'imposent dans la mesure où les tables types de mortalité Coale-Demeny ne comportent pas de répartition par âge des populations stationnaires pour les groupes d'âge qui ne figurent pas dans les tables normatives. La méthode la plus simple consiste à calculer les répartitions par âge pour les groupes d'âge ne figurant pas dans les normes en appliquant aux valeurs quinquennales normatives voisines des coefficients de pondération égaux aux proportions des groupes d'âge considérés. Ainsi, ${}_5L_{19}$, la population stationnaire âgée de 19 à 23 ans, couvre un cinquième du groupe d'âge 15-19 et les quatre cinquièmes du groupe d'âge 20-24; on peut en calculer une valeur approchée par la formule suivante :

$${}_5L_{19} = (\frac{1}{5})\,{}_5L_{15} + (\frac{4}{5})\,{}_5L_{20}.$$

En réalité, si la fonction $l(x)$ est linéaire par rapport à l'âge, cette valeur approchée est exacte.

Mais si l'on recherche une plus grande précision, on peut estimer les valeurs de ${}_5L_{x+n}$ à partir de celles de $l(x)$, $l(x + 5)$ et $l(x + 10)$ en utilisant l'équation (B.1) :

$${}_5L_{x+n} = a(n)\,l(x) + b(n)\,l(x+5) + c(n)\,l(x+10) \qquad \textbf{(B.1)}$$

où les coefficients $a(n)$, $b(n)$ et $c(n)$, pour une valeur de n variant de 0 à 4, sont calculés en ajustant les valeurs de $l(x)$ par l'application d'un polynôme du deuxième degré. Le tableau 172 donne les valeurs de ces coefficients.

Opération 6 : construction de la table de mortalité. La survie intercensitaire ne donne aucune indication concernant la mortalité effective parmi les personnes nées entre les deux recensements, puisqu'il n'est pas possible d'en connaître le nombre initial en se reportant au premier recensement; (l'enregistrement précis des naissances permettrait de remédier à cette lacune mais, quand les naissances sont toutes enregistrées, on peut probablement obtenir de meilleures estimations de la mortalité en se référant à d'autres sources). Par conséquent, si le but est de construire une table de mortalité complète, il faut disposer de

Tableau 172

COEFFICIENTS UTILISÉS POUR ESTIMER LA RÉPARTITION PAR ÂGE D'UNE POPULATION STATIONNAIRE, ${}_5L_x$, À PARTIR DE GROUPES D'ÂGE INHABITUELS

Indice	*Coefficients*		
n (1)	*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

Equation à utiliser pour l'estimation :

$${}_5L_{x+n} = a(n)l(x) + b(n)l(x+5) + c(n)l(x+10)$$

où x est exactement divisible par 5.

renseignements plus nombreux concernant la mortalité juvénile; et, dans ce domaine, les sources les plus sûres d'estimations sont encore les renseignements relatifs aux enfants nés vivants et survivants (voir le chapitre III). Quand on dispose de telles estimations, on peut obtenir une table complète de mortalité en employant les méthodes qui ont été proposées au chapitre VI pour établir un lien entre les estimations de la mortalité juvénile et celles de la mortalité adulte.

Il reste cependant un problème à résoudre quand on ne dispose pas d'une estimation de la mortalité juvénile obtenue par d'autres moyens. Puisque l'on s'est référé au système Coale-Demeny de tables de mortalité pour choisir une table type de mortalité (voir l'opération 5), on peut adopter la structure de la mortalité du modèle utilisé si l'on considère comme étant représentative la table de mortalité qui correspond au niveau moyen de mortalité lié aux probabilités de survie intercensitaire.

c) *Premier exemple détaillé : Panama, 1960-1970*

Le premier exemple détaillé se rapporte à un cas relativement simple puisqu'il s'agit d'un intervalle de 10 ans et d'un système de déclarations d'âge assez sûr. Au Panama, la population a été recensée le 11 décembre 1960 et le 10 mai 1970. Dans cet exemple, on se bornera à étudier la survie intercensitaire de la population féminine, même si une étude complète devrait nécessairement porter sur l'ensemble de la population. Le tableau 173 donne l'effectif de la population féminine dénombrée à l'occasion des deux recensements et classée par groupe d'âge quinquennal.

Les différentes opérations du calcul que cet exemple implique sont exposées ci-après.

Opération 1 : ajustement pour corriger les effets de la migration intercensitaire nette et des différences de couverture territoriale. Comme on ne dispose pas de renseignements sur la migration intercensitaire par âge, il est impossible de procéder à un ajustement. La couverture territoriale n'a pas changé entre 1960 et 1970; aucune correction n'est donc nécessaire à ce titre.

Opération 2 : groupement par cohorte des données fournies par les deux recensements. L'intervalle entre les deux recensements est de 9,50 ans; il faut donc déplacer légèrement une des deux populations afin d'aligner les cohortes. L'intervalle exact, soit 9,41 ans, est un peu plus proche de 9 ans que de 10, de telle sorte que l'on peut minimiser la correction pour la différence de dates en faisant avancer légèrement la première population, ou en faisant reculer légèrement la deuxième, de façon à obtenir une période intercensitaire de 9 ans. Mais il est également préférable d'opérer avec des intervalles divisibles par 5 et, comme l'intervalle réel n'est que très légèrement inférieur à 9,50 ans, la commodité doit normalement l'emporter sur le désir d'exactitude. Ainsi, on recule la date du premier

Tableau 173

POPULATION FÉMININE EN 1960, DÉNOMBRÉE ET AJUSTÉE, POPULATION DÉNOMBRÉE EN 1970, ET COEFFICIENTS DE SURVIE DES COHORTES, PANAMA

Groupe d'âge (1)	*Population 1960*		*Population 1970*	*Coefficient de survie des cohortes (âge des cohortes en 1970)*
	Dénombrée (2)	*Ajustée*[a] (3)	*Dénombrée* (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] Effectif de la population dénombrée ajusté par un facteur d'une valeur de 0,9823 pour en effecteur le déplacement du 11 décembre 1960 au 10 mai 1960.

recensement pour obtenir approximativement l'effectif de la population féminine au 10 mai 1960 (le résultat serait exactement le même si l'on avançait la date du deuxième recensement au 11 décembre 1970). Les cohortes correspondent donc à des groupes d'âge quinquennaux classiques, ce qui évite l'opération de groupement.

Opération 3 : ajustement nécessité par la durée de l'intervalle intercensitaire. En 1960, l'effectif total de la population féminine était de 529 767 personnes; en 1970, il était de 704 333. Par conséquent, le taux exponentiel d'accroissement de la population au cours de la période intercensitaire 1960-1970 se calcule comme suit :

$$r = \frac{\ln [N_2] - \ln [N_1]}{t_2 - t_1} = \frac{13.4650 - 13.1802}{9.41} = 0.0303.$$

On obtient alors le facteur d'accroissement k dont on a besoin pour incorporer dans la population de 1960 l'accroissement intervenu pendant une durée de 0,59 an en appliquant la formule suivante :

$$k = \exp[(0.0303)(9.41 - 10.00)]$$

$$= \exp(-0.0179) = 0.9823.$$

Les effectifs ajustés de la population sont indiqués au tableau 173, colonne (3).

Opération 4 : calcul des coefficients de survie des cohortes. On calcule les coefficients, ou probabilités, de survie des cohortes en divisant l'effectif de chaque cohorte au deuxième recensement par celui de la même cohorte au premier recensement en utilisant, évidemment, les chiffres des colonnes (3) et (4) du tableau 173, qui sont ajustés de façon à tenir compte de la date. Par exemple, les survivants de la cohorte âgés de 20 à 24 ans au premier recensement ont atteint l'âge de 30 à 34 ans au second recensement, et on calcule la probabilité de survie pendant 10 ans de la cohorte, ${}_{10}S_{20,24}$, de la façon suivante :

$${}_{10}S_{20,24} = \frac{{}_5N_{30}^2}{{}_5N_{20}^1} = \frac{40\,885}{44\,826} = 0.9121$$

où ${}_5N_x^1$ et ${}_5N_{x+10}^2$ désignent les personnes âgées de x à $x + 4$ ans au premier recensement et de $x + 10$ à $x + 14$ ans au deuxième, respectivement. Le tableau 173, dans sa colonne (5), donne les résultats de ce calcul pour tous les groupes d'âge. Il convient de souligner que la population féminine n'a été classée par groupe d'âge quinquennal que jusqu'à l'âge de 74 ans, avec un groupe d'âge ouvert à partir de 75 ans. Puisque les personnes âgées de 75 ans en 1970 sont les survivants de ceux qui avaient 65 ans en 1960, le dernier coefficient de survie correspond à une probabilité de survie de 10 ans pour les personnes âgées de 60 ans et plus en 1960.

Opération 5 : ajustement d'une table type de mortalité Coale-Demeny. Les coefficients de survie des cohortes qui sont indiqués au tableau 173, colonne (5), sont sujets à une évidente variabilité; l'un d'entre eux atteint même une valeur qui, en l'absence de toute migration, est virtuellement impossible (supérieure à 1,0). Il est donc souhaitable de recourir à l'ajustement d'une table type de mortalité. Et l'on peut trouver parmi un des groupes de tables types Coale-Demeny le niveau de mortalité qui correspond à chacune des estimations (à l'exception de celles qui sont impossibles ou qui marquent un écart trop important). Dans le cas du Panama, on a considéré que le groupe Ouest était le mieux adapté à la situation.

On part de l'hypothèse que les probabilités de survie de la cohorte, ${}_{10}S_{x,x+4}$, sont l'équivalent des coefficients de survie de la population stationnaire, ${}_5L_{x+10}/{}_5L_x$. Ni ces probabilités ni ces coefficients de survie ne figurent dans les tables types Coale-Demeny, mais leurs valeurs sont indiquées dans la deuxième moitié de l'annexe X (tableaux 271 à 278). On trouve dans le tableau 174 les coefficients de survie des cohortes (repris de la colonne (5) du tableau 173), les coefficients de survie de la population stationnaire (que l'on désignera par la suite sous le nom de coefficients types) correspondant à un ensemble de niveaux de mortalité associés au groupe Ouest des tables types de mortalité, ainsi que les niveaux implicites dans les coefficients applicables aux cohortes, obtenus par interpolation entre les valeurs types. Le procédé d'interpolation est direct : quand le coefficient applicable à la cohorte se situe entre ν et $\nu + 1$, le niveau obtenu par interpolation, soit z, est le suivant :

$$z(x) = \nu + \frac{{}_{10}S_{x,x+4} - [{}_5L_{x+10}^{\nu} / {}_5L_x^{\nu}]}{[{}_5L_{x+10}^{\nu+1} / {}_5L_x^{\nu+1}] - [{}_5L_{x+10}^{\nu} / {}_5L_x^{\nu}]} \qquad \text{(B.2)}$$

où ν et $\nu + 1$ désignent les niveaux de mortalité des coefficients. Si l'intervalle entre les niveaux auquel les coefficients types correspondent est égal à deux niveaux, comme cela apparaît dans le tableau 174, il faut multiplier par deux le terme que l'on doit ajouter à ν.

On remarquera que deux des niveaux dérivés figurant au tableau 174 sont très élevés (supérieurs à 20) et que deux autres sont inférieurs à 14. Si l'on fait abstraction de ces valeurs qui marquent un écart excessif, on obtient une estimation du niveau global en calculant la moyenne des estimations restantes. En l'occurrence, l'estimation résultante est de 16,1. Dès lors, on considère que ce niveau est une bonne estimation du niveau de mortalité après l'âge de 10 ans dans la population féminine panaméenne, établie à partir des deux énumérations censitaires.

Opération 6 : construction de la table de mortalité. Jusqu'à présent, on a procédé à l'estimation du niveau de la mortalité adulte, mais pas de celui de la mortalité juvénile. Quand on ne dispose pas de renseignements concernant la mortalité juvénile, le mieux que l'on puisse faire est de supposer que le niveau en est le même que pour la mortalité adulte et d'adopter l'ensemble de la table type de mortalité qui correspond au niveau que l'on a estimé; dans le cas du Panama, ce niveau est 16,1.

Quand on dispose de certains renseignements concernant la mortalité juvénile, il est possible de définir un lien entre les estimations de la survie dans la population adulte ob-

tenues par référence à une table type de mortalité correspondant au niveau estimatif et les estimations de la survie parmi les enfants âgés de 5 ans au plus obtenues par des procédés différents. On a vu au chapitre III que le niveau de la mortalité juvénile dans la population féminine panaméenne dans les années 60 se situait, selon des estimations, à 18,5 (selon le modèle du groupe Ouest), de telle sorte que l'on a adopté une table de mortalité correspondant à ce niveau pour la population âgée de 5 ans au plus. Ainsi, $l(1) = 0{,}9405$ et $l(5) = 0{,}9165$. Ensuite, on calcule les probabilités de survie à partir de l'âge de 5 ans pour le niveau 16,1 que l'on utilise pour élargir la portée de la table de mortalité au-delà de 5 ans d'âge, ainsi qu'il ressort du tableau 175. A des fins de comparaison, on a également indiqué dans ce tableau la fonction $l(x)$ de la table de mortalité, que l'on obtiendra à la sous-section B.3 en appliquant le système logit de table de mortalité. On peut constater que les deux tables de mortalité sont légèrement différentes au niveau des détails, mais très semblables pour ce qui est de la conception d'ensemble et du niveau global.

d) *Deuxième exemple détaillé : Colombie, 1951-1964*

Le deuxième exemple détaillé porte sur un cas plus complexe, où les fausses déclarations d'âge sont plus

Tableau 174

DÉTERMINATION DU NIVEAU DE MORTALITÉ CORRESPONDANT À CHAQUE COEFFICIENT DE SURVIE DES COHORTES, PANAMA 1960-1970

Age x (1)	Coefficient de survie des cohortes $10S_{x,x+4}$ (2)	Coefficient de survie de la population stationnaire, ${}_5L_{x+10}/{}_5L_x$ pour les niveaux de mortalité des modèles du groupe Ouest					Niveau de mortalité implicite (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]

NOTE. — Si l'on exclue les deux valeurs les plus élevées et les deux valeurs les plus basses, le niveau moyen = 16,1.

[a] Coefficient de survie supérieur à 1,0.

[b] ${}_{10}S_{65+}$.

[c] Valeurs non calculées.

Tableau 175

CONSTRUCTION D'UNE TABLE DE MORTALITÉ INTERCENSITAIRE À PARTIR DES TABLES TYPES DE MORTALITÉ COALE-DEMENY, PANAMA, 1960-1970

Age x (1)	Valeurs des probablités de survie jusqu'à l'âge x, $l(x)$, tables types de mortalité du groupe Ouest, population féminine			Niveau 16,1 $l(x+5)/l(x)$ (5)	Estimations finales de la probabilité de survie jusqu'à l'âge x	
	Niveau 16 (2)	Niveau 17 (3)	Niveau 16,1 (4)		Coale-Demeny (6)	Système logit (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	0.8838	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] Valeurs non calculées.

fréquentes et où la période intercensitaire n'est pas un multiple de 5.

Le procédé de calcul est exposé ci-après.

Opération 1 : ajustement pour compenser les effets de la migration intercensitaire nette et des différences de couverture territoriale. Ici encore, on ne dispose pas d'éléments d'information permettant de procéder à une correction pour tenir compte des mouvements migratoires et aucun ajustement ne s'impose en ce qui concerne la couverture territoriale.

Opération 2 : groupement par cohorte des données fournies par les deux recensements. La population colombienne a été recensée le 9 mai 1951 et le 15 juillet 1964; la période intercensitaire a donc été de 13,185 années. Dans la mesure où le recensement de 1954 a permis d'établir une répartition de la population par année d'âge, les groupes d'âge classiques allant de x à $x + 4$ ans dénombrés à l'occasion du premier recensement se retrouvant dans le deuxième recensement sous la forme des groupes d'âge de $x + 13$ à $x + 17$ ans. Ainsi, les survivants du groupe d'âge 0-4 du premier recensement se retrouvent dans le groupe 13-17 du deuxième. On trouvera, dans les colonnes (2) et (4) du tableau 176, les données relatives à la population féminine, groupées comme il convient à partir d'une répartition par année d'âge de la population dénombrée en 1964.

Opération 3 : ajustement nécessité par la durée de l'intervalle intercensitaire. Comme l'intervalle intercensitaire a été de 13,185 années, il est possible de faire reculer de 0,185 année la population dénombrée au deuxième recensement, de façon à améliorer la comparabilité des chiffres. En 1965, l'effectif total de la population féminine était de 8 869 856 personnes, alors qu'il était de 5 649 250 personnes en 1951. Par conséquent, le taux d'accroissement global de la population féminine a été le suivant :

$$r = \frac{\ln(8\,869\,856) - \ln(5\,649\,250)}{13.185} = 0.0342.$$

Par conséquent, le facteur d'ajustement k pour le deuxième recensement est le suivant :

$$k = \exp[(0.0342)(-0.185)] = 0.9937.$$

Dans la colonne (5) du tableau 176, la population de 1964 a été systématiquement multipliée par le facteur k (qui reste constant quel que soit l'âge).

Opération 4 : calcul des coefficients de survie des cohortes. Pour calculer les coefficients de survie applicables à chacune des cohortes, il faut diviser le nombre des survivants au deuxième recensement (après ajustement) par le nombre correspondant enregistré au premier. Par conséquent, il faut diviser les nombres qui figurent à la colonne (5) du tableau 176 par ceux que donne la colonne (2) : on trouve les résultats dans la colonne (6) du même tableau. On doit constater que les coefficients de survie applicables en 1951 aux trois premiers groupes d'âge sont supérieurs à 1,0, ce qui donne à croire que des problèmes se posent en ce qui concerne la couverture du recensement ou la fiabilité des déclarations d'âge.

Opération 5 : ajustement d'une table type de mortalité Coale-Demeny. Les coefficients de survie des cohortes qui figurent dans la colonne (6) du tableau 176 concernent des cohortes quinquennales pour une période de 13 ans. Des coefficients comparables pour des populations stationnaires ne sont pas publiés dans les tables de mortalité

Tableau 176

POPULATION FÉMININE CLASSÉE PAR GROUPE D'ÂGE, 1951 ET 1964; POPULATION FÉMININE APRÈS AJUSTEMENT, 1964; COEFFICIENTS DE SURVIE DES COHORTES, COLOMBIE

		Recensement de 1964			
Groupe d'âge (1)	*Recensement de 1951 Population féminine* (2)	*Groupe d'âge* (3)	*Population féminine* (4)	*Population féminine après ajustement*[a] (5)	*Coefficient de survie des cohortes*[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] Ajustement pour tenir compte de la différence entre la période intercensitaire observée, soit 13,185 années, et une période d'une durée exacte de 13 ans.

Coale-Demeny et il n'est pas possible de les calculer directement à partir des renseignements publiés. On peut les estimer, mais les calculs que cela implique sont assez complexes, surtout quand les niveaux font apparaître des variations relativement fortes. On peut gagner du temps en déterminant le niveau de la mortalité qui se rapproche le plus de chaque coefficient de survie des cohortes, puis en faisant une estimation plus précise des coefficients types de survie (par référence à des populations stationnaires) applicables aux niveaux de mortalité adjacents, de façon à réaliser l'opération finale d'interpolation.

Il faut commencer par déterminer approximativement le niveau de mortalité auquel correspond chacun des coefficients applicables aux cohortes. Quand il s'agit de populations stationnaires, le coefficient de survie pour les personnes âgées de 13 ans devrait se situer à mi-chemin entre les coefficients calculés pour 10 ans et pour 15 ans, qui peuvent être obtenus directement à partir des tables publiées. Prenons, à titre d'exemple la cohorte comprise entre 40 et 44 ans d'âge en 1951, dont le coefficient de survie sur 13 ans est estimé à 0,7885. En appliquant une méthode empirique, on peut déterminer approximativement le niveau auquel ce coefficient de cohorte correspond dans les tables types de mortalité du groupe Ouest. Au niveau 10, la valeur du coefficient de survie de la population féminine sur 10 ans, ${}_5L_{50}/{}_5L_{40}$, est de 235 666/273 796, ou 0,8607, tandis que celle du même coefficient portant sur une période de 15 ans, ${}_5L_{55}/{}_5L_{40}$, est de 0,7719. La moyenne de ces deux coefficients, soit 0,8163, est plus élevée que le coefficient de survie de la cohorte, de telle sorte que le niveau approximatif de mortalité correspondant à ce coefficient devrait être inférieur. Au niveau 8, les coefficients moyens de survie correspondants sont égaux à 0,8377, 0,7380 et 0,7879, cette dernière valeur étant très proche du coefficient applicable à la cohorte; c'est pourquoi on a choisi le niveau 8 comme la meilleure approximation du niveau correspondant au coefficient de la cohorte. On procède de la même manière à l'estimation approchée des niveaux correspondants à tous les autres coefficients de cohortes; la colonne (3) du tableau 177 donne les résultats de ces calculs.

Il s'agit ensuite d'obtenir une estimation plus précise des coefficients types de survie pour la période de 13 ans correspondant aux niveaux approchés que l'on vient de déterminer. C'est ainsi que, pour la cohorte âgée de 15 à 19 ans en 1951, le niveau approximatif est 13 et que l'on doit calculer un coefficient type de survie, ${}_5L_{28}/{}_5L_{15}$, pour le niveau 13.

La valeur de ${}_5L_{15}$ figure dans les tables publiées (dans le cas des populations féminines du groupe Ouest, niveau 13, elle est de 3,89403). Pour estimer ${}_5L_{28}$, on peut se servir des constantes et de l'équation indiquée dans le tableau 172. La tranche d'âge allant de 28 à 32 ans est couverte par les valeurs de $l(x)$ figurant dans les tables pour les âges de 25, 30 et 35 ans et n est égal à 28 moins 25, soit 3. Dans la table type de mortalité du groupe Ouest pour la population féminine, on trouve, au niveau 13, $l(25) = 0{,}7469$, $l(30) = 0{,}72326$ et $l(35) = 0{,}69647$; par conséquent,

$$
\begin{aligned}
{}_5L_{28} &= a(3)\,l(25)+b(3)\,l(30)+c(3)\,l(35)\\
&= (-0.017)(0.74769)+(4.533)(0.72326)+\\
&\quad (0.483)(0.69647)\\
&= 3.60222.
\end{aligned}
$$

On calcule alors le coefficient de survie de la manière suivante :

$$
{}_{13}S^{m}_{15,19} = {}_5L_{28}/{}_5L_{15} = 3.60222/3.89403 = 0.9251.
$$

Dans le cas de la cohorte suivante, qui était âgée de 20 à 24 ans en 1951, le niveau approché de mortalité est 11; par conséquent, on doit calculer le coefficient type de sur-

Tableau 177

ESTIMATION, PAR PHASES SUCCESSIVES, DU NIVEAU DE MORTALITÉ AUQUEL CORRESPOND CHAQUE COEFFICIENT DE SURVIE DANS LES TABLES TYPES DU GROUPE OUEST, COLOMBIE, 1951-1964

Groupe d'âge en 1951 (1)	*Coefficient de survie de la cohorte sur 13 ans* (2)	*Modèle du groupe Ouest, coefficient de survie sur 13 ans*				*Niveau estimatif de mortalité* (7)
		Niveau approché (3)	*Coefficient estimatif* (4)	*Niveau adjacent* (5)	*Coefficient estimatif* (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] Valeur qu'il n'est pas possible de calculer.

vie sur 13 ans, ${}_5L_{33}/{}_5L_{20}$, pour le niveau 11. On obtient directement la valeur de ${}_5L_{20}$ en se référant aux tables types de mortalité, soit 3,51543; celle de ${}_5L_{33}$ peut être estimée à partir des valeurs pour $l(30)$, $l(35)$ et $l(40)$ de la façon suivante :

$$
\begin{aligned}
{}_5L_{33} &= (-0.017)l(30)+(4.533)l(35)+(0.483)l(40) \\
&= (-0.017)(0.66224)+(4.533)(0.63186)+ \\
&\quad (0.483)(0.59963) \\
&= 3.14258.
\end{aligned}
$$

On calcule alors comme suit le coefficient type de survie :

$$
{}_{13}S^{m}_{20,24} = 3.14258/3.51543 = 0.8939.
$$

Le tableau 177, dans sa colonne (4), donne les résultats pour chaque cohorte. Il importe de souligner que, dans le cas de la cohorte ouverte, on a appliqué un procédé de calcul plus simple et plus grossier. La formule suivante donne la valeur approchée du coefficient type de survie recherché :

$$
{}_{13}S^{m}_{65+} = T_{78}/T_{65},
$$

c'est-à-dire le quotient de la population stationnaire âgée de plus de 78 ans et de la population stationnaire âgée de plus de 65 ans. On trouve la valeur de T_{65} dans les tables types; celle de T_{78} est estimée en effectuant de la manière suivante la pondération des valeurs de T_{75} et de T_{80} :

$$
T_{78} = 0.6\ T_{80} + 0.4\ T_{75}.
$$

Il n'est pas indispensable que l'estimation relative à l'intervalle ouvert soit très précise; dans le cas de cette cohorte, en effet, le calcul du coefficient de survie risque de toute façon d'être faussé par des déclarations erronées concernant l'âge et la répartition par âge.

Une fois obtenus les coefficients types de survie estimés sur une période de 13 ans pour chacun des niveaux approchés donnés dans la colonne (3), il reste à calculer le coefficient type de survie pour un niveau adjacent de façon à déterminer par interpolation le niveau du coefficient de survie de la cohorte. Quand le coefficient de survie de la cohorte est plus élevé que celui que l'on a calculé pour le niveau approché, on doit procéder à l'estimation d'un coefficient type pour le niveau immédiatement inférieur. Si l'on prend, par exemple, le groupe d'âge 15-19 ans, le coefficient de cohorte, ${}_{13}S_{15,19}$, est de 0,9291, tandis que le coefficient type, ${}_{13}S^{m}_{15,19}$, pour le niveau approché 13 est de 0,9251. Pour pouvoir encadrer le coefficient de cohorte entre deux coefficients estimatifs types, il faut donc calculer un coefficient type de survie pour le niveau immédiatement supérieur, le niveau 14. (Si le coefficient de la cohorte, ${}_{13}S_{15,19}$, avait été plus faible que 0,9251, il aurait alors fallu calculer un coefficient type pour le niveau immédiatement inférieur, le niveau 12.) Les opérations de calcul à réaliser sont les mêmes que pour l'estimation des coefficients types correspondant aux niveaux approchés, à ceci près que l'on utilise maintenant le niveau adjacent. Par conséquent, dans le cas présent, c'est la table de mortalité du niveau 14 à laquelle on se réfère, et non plus celle du niveau 13. Le coefficient type ainsi obtenu est 0,9321, et il est inclus dans la liste qui figure au tableau 177, colonne (6), de tous les autres coefficients types correspondant aux niveaux adjacents choisis. Il est bon de préciser à ce stade que, en l'occurrence, les coefficients de survie de la cohorte sont généralement plus élevés que les coefficients types correspondant aux niveaux approchés puisque la méthode que l'on a appliquée pour choisir un niveau approché concerne de plus près un intervalle de 12,5 ans plutôt que l'intervalle effectif de 13 ans. Dans ce cas, heureusement, l'écart entre le coefficient de la cohorte et la première valeur approchée choisie était inférieur à un niveau entier.

Reste enfin à procéder à l'interpolation entre les coefficients types correspondant aux niveaux approchés et aux niveaux adjacents pour obtenir le niveau de mortalité du coefficient de la cohorte. Comme toujours, la quantité à ajouter au niveau de mortalité inférieur est égale à la différence entre le coefficient de survie de la cohorte et le coefficient type correspondant au niveau de mortalité inférieur, divisée par la différence entre les coefficients types correspondant respectivement aux niveaux de mortalité supérieur et inférieur. Par exemple, si ν désigne le niveau de mortalité inférieur, $z(x)$ le niveau estimatif et $\nu + 1$ le niveau supérieur,

$$
z(x) = \nu + ({}_{13}S_{x,x+4} - {}_{13}S^{\nu}_{x,x+4})/({}_{13}S^{\nu+1}_{x,x+4} - {}_{13}S^{\nu}_{x,x+4}),
$$

de sorte que, pour la cohorte âgée de 15 à 19 ans en 1951,

$$
\begin{aligned}
z(15) &= 13.0 + (0.9291 - 0.9251)/(0.9321 - 0.9251) \\
&= 13.57.
\end{aligned}
$$

On trouve, dans la colonne (7) du tableau 177, les résultats complets, arrondis à une décimale.

Opération 6 : construction de la table de mortalité. On peut achever la construction de la table de mortalité en y ajoutant des renseignements sur la mortalité juvénile, comme on l'a déjà fait dans le cas du Panama. Toutefois, les résultats obtenus par l'opération 5 sont tellement erratiques qu'ils appellent certaines observations. Dans les trois premières cohortes, on a enregistré en 1964 un nombre de survivants plus élevé que celui des personnes dénombrées en 1951. Deux facteurs sont probablement à l'origine d'un tel résultat : la tendance générale à sous-enregistrer les jeunes enfants ou à exagérer leur âge et la tendance à transférer vers le haut ou vers le bas les âges déclarés pour les femmes afin de les concentrer dans les années où la capacité de procréation est la plus grande. Le premier facteur tend à réduire l'effectif initial des cohortes, tandis que le second tend à augmenter le nombre apparent de survivants. On constate également que les coefficients de survie correspondant à deux cohortes relativement âgées sont trop élevés pour être vraiment

crédibles : la cohorte âgée de 55 à 56 ans en 1951, dont les survivants comprennent ceux que le phénomène des nombres attractifs a regroupés à l'âge de 70 ans, et la cohorte qui correspond à l'intervalle ouvert (65 ans et plus), dont l'effectif survivant a probablement été gonflé par les exagérations concernant l'âge. Si l'on veut obtenir une estimation moyenne globale de la mortalité intercensitaire, il faudrait ne pas prendre ces cinq cas en compte et, afin de rétablir l'équilibre, éliminer également les cinq niveaux inférieurs. Cette taille draconienne ne laisse comme estimations acceptables que l'ensemble 13,6, 16,1, 14,4 et 19,8, dont la valeur moyenne est 16,0. Mais, comme ces estimations couvrent une gamme assez large de niveaux, il n'est pas possible de considérer leur moyenne comme un indicateur fiable de la mortalité intercensitaire.

En conclusion, il faut noter que l'on ne dispose d'aucune autre source de renseignements sur la mortalité juvénile pendant la période 1951-1964 et que, si le niveau moyen de la mortalité que l'on vient d'estimer pouvait être considéré comme fiable, on ne pourrait construire une table de mortalité qu'en partant de l'hypothèse selon laquelle la structure de la mortalité qui apparaît dans le modèle utilisé (groupe Ouest) est suffisamment proche de celle qui caractérise la population considérée (en ce qui concerne à la fois la mortalité adulte et la mortalité juvénile).

3. Coefficients intercensitaires de survie pour des cohortes d'âge quinquennales, lissés au moyen du système logit

a) *Données requises*

Les données requises pour l'application de cette méthode sont les suivantes :

a) Deux dénombrements censitaires séparés par une période de t années, les populations étant classées par groupe d'âge quinquennal (et par sexe);

b) Une estimation de la mortalité juvénile obtenue à partir d'autres sources, par exemple, de renseignements concernant les enfants nés vivants et survivants, analysés selon les méthodes qui sont exposées au chapitre III.

b) *Procédé de calcul*

Les différentes opérations du calcul à réaliser sont exposées ci-après.

Opérations 1 à 4. Ces opérations, par lesquelles on obtient des coefficients de survie des cohortes analogues à ceux qui caractérisent une population stationnaire, ${}_5L_{x+t}/{}_5L_x$, sont les mêmes que celles qui ont été exposées à la sous-section B.2, *b*, et qu'il est inutile de répéter ici.

Opération 5 : lissage des coefficients de survie des cohortes au moyen du système logit de tables de mortalité. En procédant au lissage des coefficients par l'application du système logit de tables de mortalité, on parvient à donner un peu plus de souplesse au modèle de mortalité utilisé (voir le chapitre Ier, sous-section B.4). On transforme les coefficients de survie des cohortes, analogues aux coefficients ${}_5L_{x+t}/{}_5L_x$, en estimations de ${}_5L_{x+t}$ en multipliant chacun d'entre eux par la valeur correspondante de ${}_5L_x$; on estime la première valeur ou les premières valeurs de ${}_5L_x$ à partir des renseignements dont on dispose sur la mortalité juvénile et les valeurs suivantes à partir des estimations de ${}_5L_{x+t}$ obtenues précédemment. De cette façon, les calculs forment une chaîne : la première valeur de ${}_5L_{x+t}$ est calculée à partir d'une valeur présumée de ${}_5L_0$ et, si t est supérieur à 5, on peut obtenir la deuxième valeur de ${}_5L_{x+t}$ à partir d'une valeur présumée de ${}_5L_5$; mais dès que x devient supérieur à t, les dénominateurs ${}_5L_x$ sont calculés sur la base des estimations précédentes de ${}_5L_{x+t}$.

Quand on a obtenu une série de valeurs de ${}_5L_{x+t}$, on part de l'hypothèse que la proportion de la population stationnaire dont l'âge se situe entre $x + t$ et $x + t + 5$ est une valeur approchée de la probabilité de survie jusqu'à l'âge $y = x + t + 2{,}5$, $l(x + t + 2{,}5)$. On peut alors calculer les transformations logit de chacune de ces estimations de $l(y)$ et les comparer aux transformations logit de valeurs équivalentes obtenues à partir d'une table de mortalité qui puisse servir de norme dans le cas considéré. Dès lors, on peut procéder, en recourant à une méthode appropriée d'ajustement d'une courbe droite, à l'estimation des paramètres α et β qui définissent la relation linéaire entre les transformations logit des deux probabilités de survie, la probabilité estimative et celle qui a été établie par référence à la table normative; de là, on peut aboutir à une fonction complète de survie, $l(x)$. Il convient toutefois de préciser que, en ce qui concerne les âges de l'enfance, les valeurs de $l(x)$ obtenues de cette façon ne coïncident généralement pas avec celles que l'on a employées comme données d'entrée pour appliquer cette méthode. L'importance de l'écart entre les deux estimations de la mortalité juvénile, celles que l'on a utilisées comme données d'entrées et celles qui ont été obtenues à l'issue du calcul, dépend notamment à la fois du choix plus ou moins judicieux de la table de mortalité servant de norme et de la qualité des estimations de la survie intercensitaire. Quand cet écart est exagéré, il faut envisager de se reporter à une norme différente. Et quand le choix d'une nouvelle norme ne réduit pas l'importance de l'écart, il faut soit renoncer définitivement à utiliser la table de mortalité intercensitaire, soit adopter une table de mortalité construite comme il a été expliqué à la sous-section B.2, *b*, dans l'exposé de l'opération 6, en rattachant les estimations de la mortalité juvénile utilisées comme données d'entrée et les valeurs estimatives de $l(x)$ après l'âge de 10 ans.

c) *Premier exemple détaillé : Panama, 1960-1970*

On trouvera exposé ci-après le procédé de calcul appliqué dans ce cas précis.

Opérations 1 à 4. Ces opérations du calcul ont déjà été décrites à la section B.2, *c*.

Opération 5 : lissage des coefficients de survie des cohortes au moyen du système logit de tables de mortalité. Pour cette opération de lissage, on part des coefficients de survie des cohortes qui figurent dans le tableau 173, à la colonne (5). On pose comme prémisse que le coefficient de survie d'une cohorte ne s'écarte guère de la probabilité de survie donnée par la table de mortalité pour une période allant de l'âge central d'une cohorte au premier recense-

ment à l'âge central de la même cohorte au deuxième recensement. Dans le cas présent, on suppose donc que

$$ {}_{10}S_{x,x+4} = \frac{{}_5L_{x+10}}{{}_5L_x} = \frac{5.0[l(x+12.5)]}{5.0[l(x+2.5)]} \qquad \text{(B.3)} $$

Le seul groupe d'âge pour lequel la valeur de 5,0 $[l(x + 2,5)]$ ne se rapproche pas suffisamment de ${}_5L_x$ est celui qui va de 0 à 4 ans. Si l'on dispose de valeurs de $l(2)$, $l(3)$ et de $l(5)$ obtenues à partir des données relatives à la survie juvénile, on peut calculer la moyenne des niveaux de mortalité qui correspondent à ces estimations dans un des groupes de tables types de mortalité Coale-Demeny; de même, en se reportant à la table pertinente, on trouve la valeur de ${}_5L_0$ pour le niveau, le sexe et le groupe de tables considérés. Et si l'on a besoin d'une estimation de ${}_5L_5$, on doit la trouver dans la même table type.

Dans le cas du Panama, les recensements de 1960 et de 1970 n'ont pas fourni de renseignements qui auraient permis une estimation de la mortalité juvénile. Mais des estimations de cette nature ont été réalisées en 1976 à l'occasion de l'Enquête démographique rétrospective et la période de référence sur laquelle portent ces estimations réalisées à partir des données recueillies au sujet des femmes âgées de 30-34 ans à 45-49 ans couvre effectivement la période intercensitaire 1960-1970 (tableau 55). Pendant cette période, le niveau moyen de mortalité parmi la population féminine est de 18,05 pour le groupe Ouest de tables types de mortalité. Au niveau 18, ${}_1L_0$ est de 0,95377 et ${}_4L_1$ est égal à 3,69742; au niveau 19, les valeurs correspondantes sont 0,95377 et 3,75407. Par conséquent, une interpolation linéaire donne

$$ {}_1L_0^{18.05} = (0.95)(0.95377) + (0.05)(0.96004) = 0.9541 $$

et

$$ {}_4L_1^{18.05} = (0.95)(3.69742) + (0.05)(3.74507) = 3.7003. $$

Si l'on fait la même interpolation pour ${}_5L_5^{18.05}$, on obtient

$$ \begin{aligned} {}_5L_5^{18.05} &= (0.95)({}_5L_5^{18}) + (0.05)({}_5L_5^{19}) \\ &= (0.95)(4.55832) + (0.05)(4.64405) \\ &= 4.5626. \end{aligned} $$

On peut alors commencer l'enchaînement des probabilités de survie. On part de l'hypothèse que

$$ {}_{10}S_{0,4} = \frac{5.0[l(12.5)]}{{}_5L_0} $$

de telle sorte que

$$ l(12.5) = \frac{1}{5}({}_{10}S_{0,4})({}_5L_0) $$

et que

$$ {}_5L_x = 5.0\, l(x+2.5) \text{ pour } x = 10, 15, \ldots, 60. $$

Le tableau 178 donne tous les résultats de ces calculs.

Pour l'essentiel, le système logit de tables de survie peut se résumer à la comparaison d'une fonction estimative de survie $l(x)$ et d'une fonction $l_s(x)$ servant de norme sur l'échelle logit (voir le chapitre Ier, sous-section B.4). Dans le cas présent, on a choisi pour servir de norme une table de mortalité Coale-Demeny du groupe Ouest et du niveau 18 pour la population féminine, en se référant aux estimations disponibles de la mortalité juvénile. Dans les tables de mortalité Coale-Demeny, la fonction $l(x)$ n'est indiquée que pour les âges 0, 1, 5, 10 et ainsi de suite, alors que, si l'on veut pouvoir faire la comparaison avec les probabilités estimatives, il faut connaître les valeurs de $l(y)$ pour les âges y = 12,5, 17,5, 22,5 et ainsi de suite. On peut obtenir ces valeurs en faisant la moyenne de celles de la fonction normative $l_s(x)$ pour les âges x adjacents (multiples de 5), puis en calculant les transformations de ces moyennes par la fonction logit. Ainsi, pour obtenir une estimation de $l_s(12,5)$, on procède comme suit :

$$ \begin{aligned} l_s(12.5) &= 0.5(l_s(10) + l_s(15)) \\ &= 0.5(0.90762 + 0.90136) = 0.90449. \end{aligned} $$

Par conséquent, la transformation logit de la fonction normative au niveau 12,5, $\lambda_s(12,5)$, donne :

$$ \lambda_s(12.5) = 0.5 \ln\left[\frac{1.0 - 0.90449}{0.90449}\right] = -1.1241. $$

Il convient de souligner que le calcul de $l_s(x + 2,5)$ en faisant directement la moyenne de $l_s(x)$ et de $l_s(x + 5)$ offre un avantage par rapport à l'utilisation d'approximations plus justes, puisque l'on part de l'hypothèse que, pour les valeurs estimatives de $l(x)$, ${}_5L_x$ est égal à 5,0 ($l(x + 2,5)$). Si les fonctions $l(x)$ et $l_s(x)$ sont similaires, sans être linéaires, quand on procède de x à $x + 5$, les transformations logit des valeurs estimées et des valeurs normatives de $l(y)$ calculées comme on vient de l'exposer restent comparables, mais elles ne se réfèrent pas à l'âge exact $x + 2,5$. Toutefois, la forme de leur relation (sa linéarité et les paramètres qui la définissent) n'en est pas sensiblement modifiée.

Les colonnes (5) et (6) du tableau 178 montrent respectivement les transformations logit des fonctions $l(x)$ estimatives et normatives. La figure 21 représente la courbe tracée à partir des points définis par la fonction $[\lambda_s(x), \lambda(x)]$. On peut voir que ces points définissent plus ou moins une ligne droite, même si certains d'entre eux se situent à l'écart, en particulier le point qui correspond à la cohorte âgée de 10 à 14 ans en 1960, pour laquelle le coefficient de survie pendant la période 1960-1970 est apparemment supérieur à 1,0. C'est en utilisant des moyennes de groupe (voir le chapitre V, sous-section C.4) que l'on a ajusté une ligne droite aux points représentatifs. Cette ligne a une inclinaison de 1,022 (soit une estimation du paramètre β dans le système logit) et une distance à l'origine de 0,094 (soit une estimation du paramètre α dans le système logit). Les probabilités de survie intercensitaire des cohortes font donc apparaître une structure de

Tableau 178

APPLICATION D'UN PROCÉDÉ DE LISSAGE FONDÉ SUR LE SYSTÈME LOGIT AUX COEFFICIENTS DE SURVIE DES COHORTES POUR LA PÉRIODE 1960-1970, PANAMA

		Population stationnaire		*Transformation logit*	
Age *(x)* *(1)*	*Coefficient de survie des cohortes* $10S_{x,x+4}$ *(2)*	*Groupes d'âge, quinquennaux* $5L_x$ *(3)*	*Age exact* $l(x+12,5)$ *(4)*	*Estimation* $\lambda(x+12,5)$ *(5)*	*Norme*[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] Population féminine, niveau 18, groupe Ouest.
[b] Chiffres obtenus en appliquant la méthode exposée dans le texte.
[c] N'a pas été calculé.

la mortalité par âge comparable à celle de la norme, puisque β est virtuellement égal à un, mais un niveau global de mortalité quelque peu plus élevé que celui de la norme, puisque α est légèrement supérieur à zéro.

Il est maintenant possible de calculer une table de mortalité complète en inversant la transformation logit estimée au moyen des paramètres α et β. Ainsi,

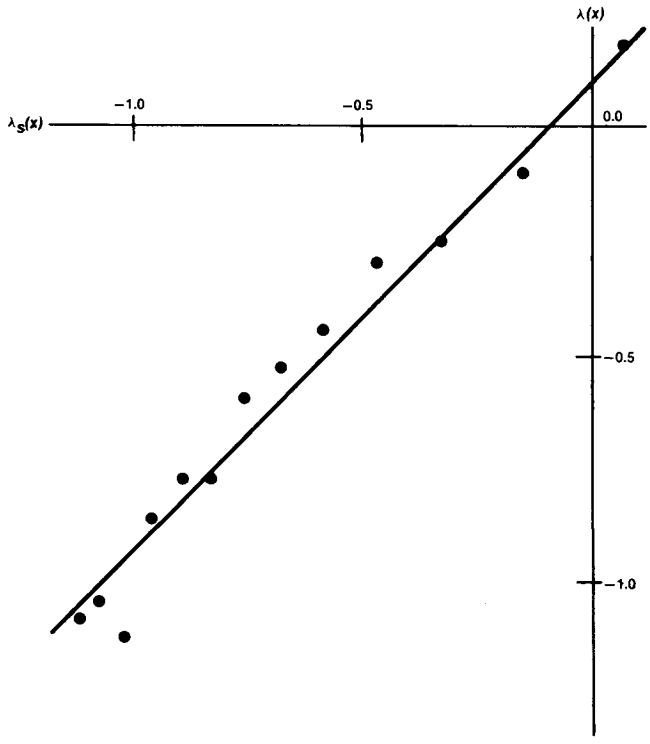
$$\lambda^*(x) = \alpha + \beta\,\lambda_s(x)$$

et

$$l(x) = [1.0 + \exp(2.0\,\lambda^*(x))]^{-1}.$$

Les résultats obtenus dans le cas présent sont indiqués dans le tableau 175, colonne (7). Il faut rappeler une fois encore que les estimations de la mortalité pendant l'enfance, que cette méthode permet d'obtenir, diffèrent de celles que l'on a utilisées comme données d'entrée (lesquelles figurent sous forme de $l(1)$ et de $l(5)$ à la colonne (6) du tableau 175). Pour ce qui est de la mortalité infantile, par exemple, l'estimation calculée par le système logit est $l(1) = 0{,}9323$, tandis que la valeur employée comme donnée d'entrée est 0,9405 (ce qui correspond au niveau 18,05 de la table type Coale-Demeny pour la population féminine, groupe Ouest). Par conséquent, alors que, selon la table de mortalité engendrée par le système logit, environ 68 nouveau-nés sur 1 000 meurent avant d'avoir un an, les estimations calculées à partir des enfants nés vivants et survivants indiquent qu'il faut s'attendre à 60 décès de nouveau-nés sur 1 000. Si l'on considère que cette dernière estimation est correcte, il en résulte que l'application du système logit d'ajustement donne de la mortalité infantile une estimation qui est supérieure de 13 p. 100 au chiffre réel. Cela s'explique par le fait que la mortalité intercensitaire adulte est nettement plus élevée que la mortalité juvénile utilisée comme donnée d'entrée

Figure 21. — Représentation graphique de la transformation logit de la fonction estimative de survie, $l(x)$, par rapport à la fonction normative, groupe Ouest pour la population féminine, niveau 18, Panama



conformément à la structure de la mortalité dans les tables du groupe Ouest. Dans le cas du Panama au cours de la période 1960-1970, il est probable que le niveau relativement faible des estimations de la mortalité juvénile réalisées à partir des déclarations de femmes âgées résulte d'une déformation systématique vers le bas. Dans ce cas, on peut considérer comme acceptables les estimations obtenues par le système logit d'ajustement.

Il convient également de souligner que la méthode employée pour lier entre eux les coefficients successifs de survie fait intervenir un certain élément de lissage dans les résultats avant même que l'on procède à l'ajustement par l'application du système logit. En effet, chacun des chaînons dépend du ou des chaînons qui le précèdent et chaque estimation de $l(x + 2{,}5)$ est déterminée à la fois par une estimation antérieure de $l(x - 7{,}5)$ et par la probabilité de survie intercensitaire de la cohorte, soit ${}_{10}S_{x-10,x-6}$. Par conséquent, il y a de fortes chances que les estimations finales calculées par cette méthode soient plus lissées que celles que l'on obtient directement à partir de chaque probabilité de survie, en procédant comme on l'a expliqué à la sous-section B.2, *c*.

d) *Deuxième exemple détaillé : Colombie, 1951-1964*

Les différentes opérations du calcul à réaliser sont exposées ci-après.

Opérations 1 à 4. Ces opérations ont déjà été expliquées à la sous-section B.2, *d*. Par conséquent, cet exemple commence avec l'application de la méthode après que l'on a obtenu les rapports de survie des cohortes sur une période de 13 ans, qui sont indiqués dans le tableau 176.

Opération 5 : lissage des coefficients de survie des cohortes au moyen du système logit de tables de mortalité. Si l'on veut appliquer le procédé de lissage fondé sur le système logit, il faut disposer d'une estimation de la mortalité juvénile de façon à pouvoir construire la chaîne des probabilités de survie. Dans une étude récente, élaborée à partir des résultats de l'Enquête nationale colombienne sur la fécondité (qui a été réalisée dans le cadre de l'Enquête mondiale sur la fécondité), Somoza[2] a constaté que le niveau 14.5 des tables types de mortalité du groupe Ouest donnait une valeur approchée de la mortalité parmi les enfants de sexe féminin nés pendant la période 1941-1959; dans le cas des enfants de sexe féminin nés entre 1960 et 1967, le même procédé permettait de situer le niveau à 16,2. On peut donc estimer que, pendant la période intercensitaire 1951-1954, la mortalité juvénile parmi la population féminine a été égale, en moyenne, à celle du niveau 15,35 (la moyenne arithmétique des deux niveaux estimés par Somoza). A ce niveau, ${}_5L_0$ est égal à 4,4699, ${}_5L_5$ à 4,3076 et ${}_5L_{10}$ à 4,3508, valeurs obtenues par interpolation linéaire entre les valeurs correspondant respectivement aux niveaux 15 et 16 des tables types.

On considère que le premier coefficient de survie des cohortes, ${}_{13}S_{0,4}$, est l'équivalent du coefficient ${}_5L_{13}/{}_5L_0$. Par conséquent, si on le multiplie par la valeur présumée de ${}_5L_0$, on obtient une estimation de ${}_5L_{13}$:

$$ {}_5L_{13} = ({}_{13}S_{0,4})({}_5L_0) = (1.0661)(4.4699) = 4.7654. $$

Le même calcul avec ${}_5L_{18}$ et ${}_5L_{23}$ donne 4,5105 et 4,3422, en utilisant les valeurs présumées de ${}_5L_5$ et de ${}_5L_{10}$, respectivement. Le coefficient de survie suivant, ${}_{13}S_{15,19}$, est, à son tour, considéré comme étant l'équivalent de ${}_5L_{28}/{}_5L_{15}$, mais il reste à faire l'estimation de ${}_5L_{15}$, puisque aucune hypothèse n'a été formulée quant à sa valeur. On a déjà obtenu les valeurs de ${}_5L_{13}$ et de ${}_5L_{18}$, et on peut s'en servir pour l'estimation de ${}_5L_{15}$ en leur appliquant le coefficient de pondération voulu. L'intervalle d'âge entre 13 et 17 ans porte sur une fraction du groupe d'âge 15-19 ans égale à 3 ans, soit 60 p. 100 de la durée totale du groupe; de même, l'intervalle entre 18 et 22 ans porte sur une fraction du groupe d'âge 15-22 ans égale à 2 ans, soit une proportion de 40 p. 100. On peut donc obtenir une estimation de ${}_5L_{15}$ en faisant la somme de 60 p. 100 de ${}_5L_{13}$ et de 40 p. 100 de ${}_5L_{18}$:

$$ {}_5L_{15} = 0.6\,{}_5L_{13} + 0.4\,{}_5L_{18} = (0.6)(4.7654) + $$
$$ (0.4)(4.5105) = 4.6634. $$

On obtient de la même manière une estimation de ${}_5L_{20}$ à partir des valeurs estimatives de ${}_5L_{18}$ et ${}_5L_{23}$:

$$ {}_5L_{20} = 0.6\,{}_5L_{18} + 0.4\,{}_5L_{23} = (0.6)(4.5105) + $$
$$ (0.4)(4.3422) = 4.4432. $$

On peut maintenant partir de ces valeurs de ${}_5L_{15}$ et ${}_5L_{20}$ pour estimer ${}_5L_{28}$ et ${}_5L_{33}$ à partir des coefficients de survie des cohortes ${}_{13}S_{15,19}$ et ${}_{13}S_{20,24}$, puis utiliser les valeurs de ${}_5L_{23}$, ${}_5L_{28}$ et ${}_5L_{33}$ pour estimer ${}_5L_{25}$ et ${}_5L_{30}$, qui peuvent, à leur tour, servir à estimer ${}_3L_{38}$ et ${}_5L_{43}$, à partir des coefficients de survie ${}_{13}S_{25,29}$ et ${}_{13}S_{30,34}$ et ainsi de suite jusqu'à ce que tous les coefficients de cohorte aient été utilisés, sauf le dernier (le dernier, en effet, celui de la cohorte ouverte, soit celle des personnes âgées de 65 ans et plus en 1951, ne peut pas être considéré comme équivalant à une valeur de ${}_nL_x$ et ne peut donc servir). Les résultats de ces calculs successifs sont indiqués dans le tableau 179.

On part de l'hypothèse que la probabilité de survie de la naissance à l'âge médian de chacun des groupes d'âge doit correspondre approximativement à un cinquième des valeurs de ${}_5L_x$. Par exemple,

$$ l(x + 2.5) = (0.2)_5L_x. $$

La colonne (5) du tableau 179 donne les estimations de ${}_5L_x$ pour les valeurs de x égales à 13, 18, 23, 28 et ainsi de suite jusqu'à 73. On peut les diviser par 5 pour estimer les valeurs de $l(x + 2.5)$, ou les probabilités de survie depuis la naissance jusqu'à 15,5, 20,5, 25,5 ans et ainsi de suite

[2] Jorge L. Somoza, *Illustrative Analysis: Infant and Child Mortality in Colombia*, World Fertility Survey Scientific Report, nº 10 (Voorburg, La Haye, International Statistical Institute, 1960).

Tableau 179

APPLICATION AUX COEFFICIENTS DE SURVIE DES COHORTES D'UN PROCÉDÉ DE LISSAGE FONDÉ SUR LE SYSTÈME LOGIT DE TABLES DE MORTALITÉ, POPULATION FÉMININE, COLOMBIE, 1951-1964

Groupe d'âge de la cohorte en 1951 (1)	*Age* x (2)	*Coefficient de survie de la cohorte* $13^{5}x,x+4$ (3)	*Population stationnaire*			*Transformation logit*	
			Groupe d'âge quinquennal normatif $5L_x$ (4)	*Groupe d'âge quinquennal non normatif* $5L_x+13$ (5)	*A un âge exact* $l(x+15.5)$ (6)	*Estimation* $\lambda(x+15.5)$ (7)	*Norme* $\lambda_s(x+15.5)$[a] (8)
0-4	0	1.0661	(4.4699)[b]	4.7654	0.9531	−1.5059	−0.8142
5-9	5	1.0471	(4.3076)[b]	4.5105	0.9021	−1.1104	−0.7615
10-14	10	1.0215	(4.2508)[b]	4.3422	0.8684	−0.9434	−0.6997
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] Population féminine, modèle du groupe Ouest, niveau 15.
[b] Chiffres obtenus à partir d'une autre source que les estimations de la mortalité juvénile pour la période considérée.

jusqu'à 75,5 ans. Par exemple, on estime $l(20,5)$ comme suit:

$$l(20.5)=\frac{1}{5}{}_5L_{18}=\frac{1}{5}(4.5105)=0.9021.$$

On trouve tous les résultats de ce calcul dans le tableau 179, colonne (6).

La phase finale de l'opération de lissage consiste à comparer les transformations logit des probabilités estimatives de survie (soit l'équivalent de la population stationnaire à des âges exacts) et celles de probabilités établies à partir d'une norme judicieusement choisie. Il est facile de calculer les transformations logit des valeurs de $l(x)$ qui figurent à la colonne (6) du tableau 179; par exemple, pour $l(20,5)$,

$$\lambda(20.5)=0.5\ \ln[(1.0-l(20.5))/l(20.5)]$$

$$=0.5\ \ln(0.10852)=-1.1104.$$

On trouve la série complète des valeurs de $\lambda(x)$ à la colonne (7) du tableau 179. Mais le choix d'une norme judicieuse et le calcul de valeurs de $l_s(x)$ qui correspondent aux valeurs estimatives pose un problème certain, dans la mesure où les tables de mortalité publiées par Coale-Demeny ne donnent pas les valeurs de x dont on a besoin dans ce cas précis. Il faut maintenant obtenir des estimations de $l_s(x)$ pour des valeurs de x = 15,5, 20,5 et ainsi de suite, afin de pouvoir les comparer avec la fonction $l(x)$ estimative sur l'échelle logit. Pour cette application de la méthode, on a choisi comme norme une table de mortalité du groupe Ouest, niveau 15, pour la population féminine. On obtient les estimations de $l_s(x)$ dont on a besoin par interpolation linéaire entre les valeurs publiées de $l_s(y)$. C'est ainsi que, pour x = 15,5,

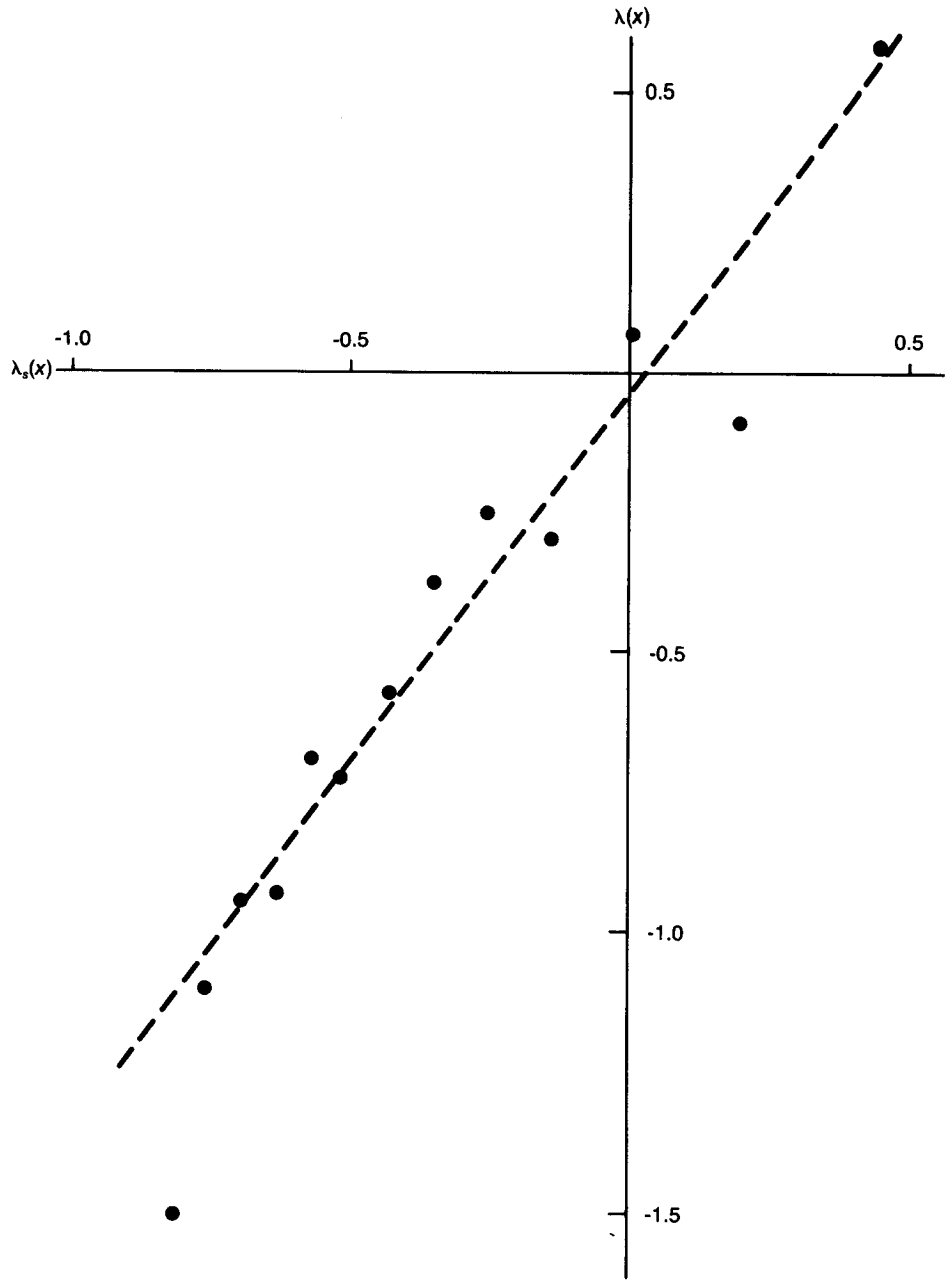
$$l_s(15.5)=0.9\ l_s(15)+0.1\ l_s(20)$$

$$=(0.9)(0.83740)+(0.1)(0.82284)$$

$$=0.83594.$$

On passe ensuite au calcul des transformations logit de ces valeurs $l_s(x)$ dont les résultats sont indiqués dans la colonne (8) du tableau 179; puis, on procède à la représentation graphique des valeurs estimatives et normatives de $l(x)$ en fonction l'une de l'autre, reproduite dans la figure 22. Les points représentatifs sont disposés de façon assez désordonnée; celui qui correspond à la cohorte âgée de 0 à 4 ans accuse un écart important, tandis que les autres suivent une courbe plus ou moins linéaire. La ligne droite qui apparaît dans la figure 22 a été ajustée à partir de moyennes de groupe (voir le chapitre V, sous-section C.4) calculées en tenant compte de tous les points, à l'exclusion du premier; la distance à l'origine (α) est de −003 et l'inclinaison (β) de 1,32, ce qui montre que le niveau de mortalité dans la population considérée est le même que celui de la table normative, mais que la mortalité observée augmente beaucoup plus rapidement que celle qui sert de norme. Mais il ne faut pas faire trop confiance aux résultats finals dans la mesure où l'inclinaison de la courbe est fortement déterminée par les points représentatifs des femmes jeunes, dans le cas desquelles les erreurs de déclaration d'âge sont fréquentes et le taux de couverture très variable. Le procédé de liaison en chaîne utilisé pour cette méthode de lissage réduit le degré d'indépendance des estimations obtenues pour différentes cohortes, ce qui augmente le risque d'erreurs systématiques graves dans l'inclinaison de la courbe ajustée. C'est à cause de ces problèmes que l'on a renoncé au calcul d'une table de mortalité finale. Mais, le cas échéant, elle peut être construite comme on l'a expliqué à la sous-section B.3, *c*, opération 5.

Figure 22. — Représentation graphique de la transformation logit de la fonction estimative de survie, $l(x)$, par rapport à celle qui sert de norme, table type du groupe Ouest pour la population féminine, niveau 15, Colombie



4. ESTIMATION DE LA MORTALITÉ INTERCENSITAIRE PAR PROJECTION ET UTILISATION DE LA MÉTHODE CUMULATIVE

a) *Caractéristiques générales de la méthode*

Le recours à la méthode cumulative permet d'éliminer certains des effets des déclarations d'âge erronées sur l'estimation de la mortalité intercensitaire. Plutôt que de calculer les coefficients de survie des cohortes, on projette la population initiale jusqu'à la date du deuxième recensement en se servant d'une série de niveaux de mortalité. Pour chaque niveau de mortalité, on obtient l'effectif de la population projetée d'un âge x à l'autre, soit de 10 à 15 ans à 50 ou 55 ans, par la méthode cumulative, et on part de la population observée au deuxième recensement, $N_2(x+)$, pour procéder à l'interpolation entre les valeurs projetées et déterminer ainsi le niveau de mortalité qui lui corresponde. De cette façon, on peut limiter les effets des déclarations d'âge erronées au deuxième recensement à

ceux des transferts de part et d'autre de chacun des âges x. Malheureusement, cela ne permet pas de pallier les effets sur la répartition initiale par âge.

Il convient de souligner en passant qu'il n'existe aucune raison théorique de choisir la méthode qui consiste à projeter dans l'avenir la première répartition par âge pour la rendre comparable à la deuxième répartition, de préférence à celle qui consiste à projeter la deuxième répartition dans le passé pour la rendre comparable à la première. Il reste cependant que ces deux méthodes pourraient donner des résultats différents, en raison de diverses erreurs possibles dans les deux répartitions par âge. Il se peut que l'analyste décide de faire les calculs dans les deux sens de façon à en comparer les résultats et obtenir éventuellement une estimation finale en faisant la moyenne de ceux-ci; mais il ne sera question ici que de la projection vers l'avenir. Pour la rétroprojection, la méthode à appliquer est d'ailleurs très semblable.

b) *Données requises*

Les seules données requises sont deux dénombrements censitaires séparés par un intervalle de temps de t années, les populations étant classées par âge et par sexe.

c) *Procédé de calcul*

Les différentes phases du calcul à effectuer sont exposées ci-après.

Opérations 1 à 3. Ces opérations, par lesquelles on obtient deux répartitions par âge comparables se référant à deux moments séparés par un nombre exact d'années, sont identiques à celles qui ont été exposées à la sous-section B.2, *b*, à laquelle il suffit de se reporter.

Opération 4 : application de la méthode cumulative à la deuxième répartition par âge. On n'applique pas la méthode cumulative à la répartition par âge obtenue à partir du premier recensement; en revanche, on l'applique à la deuxième répartition en partant de l'âge le plus élevé pour descendre vers les âges les plus bas. Le choix des âges à partir desquels il convient d'appliquer la méthode cumulative dépend de la durée de l'intervalle intercensitaire t; normalement, la population la plus âgée que l'on devrait choisir comme point de départ est celle qui avait 45 ans et plus au moment du premier recensement, et cette population est donc âgée de $45 + t$ années au moment du deuxième recensement; le groupe d'âge suivant aura $40 + t$ ans et plus, le suivant $35 + t$ ans et plus, et ainsi de suite.

Opération 5 : projection de la population initiale en utilisant différents niveaux de mortalité. On commence par choisir un groupe approprié de tables types de mortalité Coale-Demeny, puis on utilise des tables de mortalité de différents niveaux pour effectuer la projection de la population initiale, groupe d'âge quinquennal après groupe d'âge quinquennal. Si la durée de l'intervalle intercensitaire est t années et si la population initiale âgée de x à $x + 4$ ans est ${}_5N_x$, la population projetée en utilisant le niveau ν des tables de mortalité, soit ${}_5NP^{\nu}_{x+t}$, est donnée par la formule suivante :

$$ {}_5NP^{\nu}_{x+t} = ({}_5N1_x)({}_5L^{\nu}_{x+t}/({}_5L^{\nu}_{x})) $$

où les valeurs ${}_5L^{\nu}_{x}$ et ${}_5L^{\nu}_{x+t}$ ont été reprises dans une table de mortalité type de niveau ν. Quand t n'est pas un multiple de 5, on peut estimer les valeurs de ${}_5L^{\nu}_{x+t}$ en appliquant la technique qui est décrite à l'opération 5 dans la sous-section B.2, *b*. Il faut projeter chaque groupe en utilisant plusieurs niveaux ν, et on obtient alors les populations d'un âge supérieur à chacun des âges $x + t$ par la méthode cumulative. On utilise alors la population observée âgée de $x + t$ années et plus au moment du deuxième recensement, soit $N2((x + t)+)$, pour déterminer le niveau qui lui corresponde en procédant par interpolation linéaire entre les estimations projetées $NP^{\nu}((x + t)+)$. Une fois que l'on a déterminé de cette façon les niveaux de mortalité pour chaque âge initial $x = 5, 10, 15, \ldots, 45$, on peut considérer la médiane de ces niveaux comme une estimation de la mortalité pendant la période intercensitaire.

d) *Exemple détaillé : Panama, 1960-1970*

Les différentes phases du calcul sont exposées ci-après.

Opérations 1 à 3. Ces opérations ont déjà été réalisées à la sous-section B.3, *c*, et il n'est pas nécessaire de les répéter ici. On prend donc comme point de départ pour cet exemple les répartitions par âge de la population féminine au Panama en 1960 et en 1970, qui sont indiquées dans les colonnes (3) et (4) respectivement du tableau 173.

Opération 4 : application de la méthode cumulative à la deuxième répartition par âge. Les tables types de mortalité Coale-Demeny ne donnent la fonction ${}_5L_x$ pour les populations stationnaires que jusqu'à l'âge de 80 ans, la dernière catégorie étant la population stationnaire âgée de 80 ans et plus. Dans le cas d'une période de survie de 10 ans, par conséquent, le groupe d'âge le plus élevé pour lequel il est possible de calculer un coefficient type de survie est le groupe d'âge ouvert initial de 70 ans et plus. Il faut donc que la table indique la population initiale par groupe d'âge quinquennal jusqu'au groupe 65-69 ans, le dernier groupe d'âge étant celui de 70 ans et plus. Mais on n'est pas obligé d'aboutir à la même précision pour la répartition par âge finale, puisque le groupe d'âge initial le plus élevé que l'on utilise est celui de 45 ans et plus. Ainsi, il faut obtenir la population finale en 1970 pour les groupes d'âge de 55 ans et plus (les survivants de ceux qui, dans la population initiale, étaient âgés de 45 ans et plus), 50 et plus, 45 et plus, et ainsi de suite jusqu'à 15 et plus (les survivants de ceux qui, dans la population initiale, étaient âgés de 5 ans et plus). La manière la plus facile d'appliquer la méthode cumulative à la répartition par âge consiste à commencer par l'effectif dénombré dans le groupe d'âge le plus élevé et d'ajouter l'effectif dénombré dans le groupe d'âge qui le précède immédiatement et ainsi de suite pour tous les groupes d'âge successivement. Par conséquent, si l'on part de la composition par âge qui est indiquée dans la colonne (4) du tableau 173, on calcule comme suit l'effectif de la population âgée de x ans et plus, soit $N2(x+)$:

$$ N2(x+) = N2((x+5)+) + {}_5N2_x $$

où ${}_5N2_x$ désigne la population âgée de x à $x + 4$ ans en 1970. Par exemple, dans le cas de $x = 75$,

$$N2(75+) = 9{,}873;$$

et dans celui de $x = 70$,

$$N2(70+) = N2(75+) + {}_5N2_{70} = 9\,873 + 6\,690 = 16\,563.$$

Puis, pour $x = 65$,

$$N2(65+) = N2(70+) + {}_5N2_6$$

$$= 16\,563 + 10\,061 = 26\,624.$$

On trouvera les résultats complets dans la colonne (15) du tableau 180.

Opération 5 : projection de la population initiale en utilisant différents niveaux de mortalité. Dans le cas d'un intervalle intercensitaire d'une durée de 10 ans, on obtient une valeur approachée de la probabilité de survie du groupe d'âge x à $x+4$ au groupe d'âge $x+10$ à $x+14$ en appliquant la fonction ${}_5L_{x+10}/{}_5L_x$ et on peut ainsi calculer des coefficients types de survie pour chaque niveau de mortalité dans tous les groupes de tables types de mortalité Coale-Demeny. La valeur approachée du dernier coefficient de survie, celui de la population âgée de 70 ans et plus, qui aura 80 ans et plus 10 ans plus tard, est exprimée par T_{80}/T_{70}, c'est-à-dire $T_{80}/({}_5L_{70} + {}_5L_{75} + T_{80})$. Dans le cas d'une population en voie d'accroissement, caractérisée par une répartition par âge jusqu'à 70 ans et plus qui est plus jeune que celle de la population stationnaire équivalente, il est probable que ce coefficient type de survie sera un peu inférieur à la valeur véritable, mais généralement pas dans une mesure suffisante pour justifier un ajustement. Le tableau 174 indique les probabilités types de survie sur 10 ans des groupes d'âge de la population initiale jusqu'à celui de 60-64 ans et pour différents niveaux des tables de mortalité du groupe Ouest; en effet, pour réaliser la projection de l'ensemble d'une population d'un âge supérieur à un âge donné, quel qu'il soit, il est indispensable de tenir compte des probabilités de survie sur 10 ans des groupes d'âge initiaux 65-69 et 70+. C'est ainsi que, au niveau 16,

$${}_{10}S^{16}_{65,69} = {}_5L^{16}_{75} / {}_5L^{16}_{65} = 134\,741/249\,225 = 0.5406$$

et

$${}_{10}S^{16}_{70+} = T^{16}_{80} / T^{16}_{70} = T^{16}_{80} / [{}_5L^{16}_{70} + {}_5L^{16}_{75} + T^{16}_{80}]$$

$$= 102\,911/(196\,255 + 134\,741 + 102\,911)$$

$$= 0.2372.$$

Quand on procède à la projection dans l'avenir en appliquant la méthode cumulative, il n'y a d'autre solution que d'opérer les calculs pour toute une série de niveaux de mortalité. Pour chaque niveau de mortalité v, on calcule l'effectif de la population projetée de chaque groupe âgé de x à $x + 5$ en 1960, soit ${}_5NP_{x+10}$, en appliquant le coefficient de survie, ${}_{10}S^v_{x,x+4}$, à l'effectif de la population initiale. Par exemple, pour le groupe d'âge 15-19 ans, au niveau 16 de mortalité, la population initiale est de 53 468 personnes et la probabilité de survie de 0,9623; dans ce cas,

$${}_5NP^{16}_{25} = ({}_5N1_{15})({}_{10}S^{16}_{15,19}) = (53\,468)(0.9623) = 51\,452,$$

alors que, pour le même groupe d'âge, mais au niveau 22 de mortalité,

$${}_5NP^{22}_{25} = (53\,468)(0.9919) = 53\,035.$$

L'effectif de 1960 pour chacun des groupes d'âge quinquennaux, en partant du groupe âgé de 5 à 9 ans, a été projeté vers l'avenir sur la base des probabilités de survie à chaque niveau de mortalité (il faut préciser que, dans la pratique, il suffit de se servir d'un niveau sur deux, par exemple les niveaux 16, 18, 20 et 22, sans répéter les calculs pour les niveaux intermédiaires), et les résultats sont donnés dans les colonnes (4), (7), (10), et (13) du tableau 180. On applique alors la méthode cumulative à chacune des populations projetées en allant du groupe d'âge le plus élevé au groupe le plus jeune, pour obtenir les effectifs de la population âgée de plus de 55, 50, 45 ans et ainsi de suite jusqu'à la population âgée de plus de 15 ans. Les résultats, pour les niveaux de mortalité utilisés, sont donnés dans les colonnes (5), (8), (11) et (14) du tableau 180. On peut alors comparer les effectifs dénombrés comme ayant dépassé ces différents âges avec ceux des populations projetées et procéder par interpolation linéaire pour estimer le niveau de mortalité qui correspond implicitement à chacun d'eux. Par exemple, l'effectif de la population âgée de plus de 20 ans en 1970 est de 324 738 personnes; celui de la population projetée âgée de plus de 20 ans, au niveau 16 de mortalité [colonne (5) du tableau 180] est de 320 549 personnes, alors qu'il est de 325 721 personnes, au niveau 18 de mortalité [colonne (8) du tableau 180]. Par conséquent, le niveau de mortalité qui caractérise la population observée est donné par la formule

$$v(20+) = 16.0 + (2.0)(324\,738 - 320\,549)/$$

$$(325\,721 - 320\,549) = 17.62$$

où 16 est le niveau associé à la population projetée la moins nombreuse; et la facteur d'interpolation doit être multiplié par deux puisque les niveaux utilisés, 16 et 18, sont distants de deux unités. La colonne (15) du tableau 180 donne la population cumulée observée en 1970 et la colonne (16) les niveaux de mortalité pour lesquels les effectifs des populations projetées appartenant à chaque groupe d'âge correspondent à ceux de la population observée.

Les niveaux de mortalité indiqués dans la colonne (16) sont certainement sujets à des variations moindres que

Tableau 180

PROJECTION SUR 10 ANS D'UNE POPULATION FÉMININE INITIALE EN UTILISANT DIFFÉRENTS NIVEAUX DE MORTALITÉ, PANAMA, 1960-1970

Age x (1)	Population féminine âgée de x à x+4 ans en 1960 (2)	Projection au niveau 16, groupe Ouest			Projection au niveau 18, groupe Ouest			Projection au niveau 20, groupe Ouest			Projection au niveau 22, groupe Ouest			Population réelle en 1970, âgée de x+10 et plus (15)	Niveau de mortalité après interpolation (16)
		Coefficient type de survie sur dix ans $_5L_{x+10}/_5L_x$ (3)	Projection en 1970 de la population âgée de x+10 à x+14 (4)	Projection en 1970 de la population âgée x+10 et plus (5)	Coefficient par groupe d'âge, population stationnaire $_5L_{x+10}/_5L_x$ (6)	Projection en 1970 de la population âgée de x+10 à x+14 (7)	Projection en 1970 de la population âgée x+10 et plus (8)	Coefficient par groupe d'âge, population stationnaire $_5L_{x+10}/_5L_x$ (9)	Projection en 1970 de la population âgée de x+10 à x+14 (10)	Projection en 1970 de la population âgée x+10 et plus (11)	Coefficient par groupe d'âge, population stationnaire $_5L_{x+10}/_5L_x$ (12)	Projection en 1970 de la population âgée de x+10 à x+14 (13)	Projection en 1970 de la population âgée x+10 et plus (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	-	-

ceux qui sont indiqués pour les divers groupes d'âge dans le tableau 174. Toutefois, après quatre estimations relativement cohérentes des niveaux dans la fourchette allant de 16,8 à 17,8 liés à des populations âgées de plus de 15, 20, 25 et 30 ans en 1970, on note que les estimations ont régulièrement tendance à augmenter à mesure que la limite d'âge inférieure s'élève. Une des explications possibles est que, dans les tables du groupe Ouest, la structure de la mortalité n'est pas une représentation assez fidèle de la mortalité adulte au Panama, mais il est plus probable que des erreurs systématiques de déclaration d'âge aient été la cause de distorsions dans la deuxième répartition par âge (comme dans la première, peut-être, bien que la méthode appliquée ne permette de déceler que les différences relatives). Dans ces circonstances, l'estimation la plus sûre du niveau de mortalité que l'on puisse espérer obtenir de ces données est la moyenne des quatre premières valeurs, soit 17,4, plutôt que la médiane de toutes les valeurs, laquelle risque davantage d'être influencée par la tendance apparente à l'exagération de l'âge déclaré. Il convient de souligner que cette valeur de 17,4 est sensiblement plus élevée que l'estimation finale obtenue à partir des divers groupes d'âge, soit 16,1. Le niveau calculé par la méthode cumulative est probablement le plus sûr des deux estimations, même s'il ne faut pas oublier que la méthode cumulative n'est, en fait, appliquée qu'à la deuxième répartition par âge et non à la première et que, par conséquent, les résultats dépendent encore de la précision avec laquelle ont été estimés les effectifs des groupes d'âge de la répartition initiale. Ce n'est pas parce que les résultats obtenus par la méthode cumulative sont plus cohérents que l'on doit forcément les considérer comme plus exacts.

C. — Survie intercensitaire complétée de renseignements relatifs à la structure par âge de la mortalité

1. Base et principe de la méthode

Les deux problèmes les plus difficiles qui se posent dans l'application des méthodes fondées sur la survie intercensitaire résultent des fausses déclarations d'âge et des différents degrés de couverture des énumérations. Pour limiter les effets des déclarations d'âge erronées, on a souvent recours à la méthode cumulative : en effet, le calcul de l'effectif d'une population âgée de plus de x années n'est faussé que par des transferts erronés de personnes au-delà et en deçà de x et non par les erreurs concernant les âges inférieurs ou supérieurs à x. Le deuxième problème, celui que posent les différences de couverture de l'énumération entre le premier et le deuxième recensement, risque de bouleverser les estimations de la mortalité obtenues à partir de la survie intercensitaire, dans la mesure où la modification du degré de couverture peut se traduire par une surestimation du nombre des décès (quand le deuxième recensement est le moins complet des deux) ou par une sous-estimation (quand la deuxième énumération est la plus complète). Toutefois, quand la modification de la couverture reste plus ou moins constante pour tous les âges, cela se traduit par une sous-estimation ou une surestimation de la mortalité pendant la période intercensitaire dans une mesure qui est proportionnelle à l'effectif de la population à chaque âge, plutôt qu'au nombre de décès à chaque âge. Par conséquent, une modification de la couverture aura des effets beaucoup plus marqués sur le nombre des décès aux âges les plus jeunes, où les décès sont en réalité assez rares dans une population plus nombreuse que parmi les personnes plus âgées, où la proportion des décès est beaucoup plus élevée pour un effectif nettement réduit.

Il existe une technique facile à comprendre, mais d'application assez difficile, qui permet d'appliquer ce qui est essentiellement un procédé fondé sur la survie intercensitaire tout en se servant de données cumulées et tout en tenant compte des différences de complétude des énumérations[3]. On part de l'idée fort simple que, dans une population fermée, le nombre de personnes dans un certain groupe d'âge au premier recensement devrait être égal à la somme du nombre des survivants de la même cohorte au deuxième recensement et de celui des décès de membres de la cohorte au cours de la période intercensitaire. On peut prouver de façon simple que, si le degré de couverture du premier et du deuxième recensement et la complétude de l'enregistrement des décès ne varient pas selon les différents âges et sont désignés respectivement par les symboles C_1, C_2 et k, on obtient :

$$ {}_nN1_x / {}_nN2_{x+t} = C_1/C_2 + (C_1/k)\, {}_nD_x / {}_nN2_{x+t} \qquad \text{(C.1)} $$

où n désigne l'intervalle d'âge couvert par la cohorte, t la durée de la période intercensitaire, ${}_nN1_x$ et ${}_nN2_{x+t}$ les effectifs dénombrés de la cohorte au premier et au deuxième recensement, respectivement, et ${}_nD_x$ le nombre de décès enregistrés entre les deux recensements parmi les membres de la cohorte âgés de x à $x + n$ années au moment du premier recensement. L'équation (C.1) définit une droite ayant une inclinaison de C_1/k et une distance à l'origine de C_1/C_2 : c'est-à-dire que l'inclinaison indique la complétude du premier dénombrement par rapport à celle de l'enregistrement des décès et que la distance à l'origine indique la complétude du premier dénombrement par rapport à celle du deuxième. L'ajustement d'une droite aux points représentatifs $[{}_nN1_x/{}_nN2_{x+t},\ {}_nD_x/{}_nN2_{x+t}]$ pour différentes cohortes devrait alors permettre d'obtenir des estimations de la complétude relative des deux recensements et de la complétude de l'enregistrement des décès par rapport à celle du premier recensement.

L'équation (C.1) peut être résolue pour toutes les cohortes, qu'il s'agisse d'un groupe d'âge quinquennal initial, de la population initiale ayant dépassé un âge donné, x, ou encore de la population se situant entre deux âges x et y au moment du premier recensement. La seule condition indispensable est que l'éventail des rapports ${}_nN1_x/{}_nN2_{x+t}$ et ${}_nD_x/{}_nN2_{x+t}$ soit assez ouvert pour rendre possible l'estimation robuste des paramètres (surtout l'inclinaison) de la droite. On peut donc recourir à la méthode cumulative pour limiter les effets de certaines déclarations d'âge

[3] S. Preston et K. Hill, "Estimating the completeness of death registration", *Population Studies*, vol. XXXIV, nº 2 (juillet 1980), p. 349 à 366.

erronées, même si le procédé reste sensible aux exagérations systématiques de l'âge parmi les personnes âgées.

2. Données requises

Les données requises pour l'application de cette méthode sont les suivantes :

a) Deux dénombrements censitaires, la population étant classée par âge (et par sexe), réalisés à deux dates séparées par un intervalle de temps de 15 ans au maximum. Quand la durée de l'intervalle intercensitaire n'est pas un multiple de 5 années, il est parfois indispensable que la classification soit faite par année d'âge pour au moins un des deux recensements.

b) Des données relatives aux décès par âge (et par sexe) survenus pendant la période intercensitaire; on peut se servir des registres des décès pour chacune des années de cette période, mais cela implique des calculs assez longs, et il suffit de disposer de renseignements portant sur des périodes quinquennales. Si l'on ne dispose pas de renseignements relatifs aux décès, on peut combler cette lacune en se référant à une table type de mortalité.

3. Procédé de calcul

Les différentes phases du calcul sont exposées ci-après.

Opération 1 : ajustement pour compenser les effets de la migration intercensitaire nette et des différences de couverture territoriale. Voir la sous-section B.2, *b*, opération 1. Il faut préciser toutefois que, avant d'appliquer cette méthode, on devrait également corriger les estimations relatives à la mortalité intercensitaire de façon à tenir compte de la migration et des modifications éventuelles du degré de couverture territoriale; toutefois, si ces éléments n'ont pas eu d'effets très sensibles sur la structure par âge de la mortalité, cet ajustement n'est pas absolument indispensable pour obtenir les estimations finales de la mortalité.

Opération 2 : groupement par cohorte des données fournies par les deux recensements. Voir la sous-section B.2, *b*, opération 2.

Opération 3 : ajustement nécessaire quand l'intervalle intercensitaire ne porte pas sur un nombre exact d'années. Voir la sous-section B.2, *b*, opération 3.

Opération 4, a : *application de la méthode cumulative aux décès de membres des diverses cohortes, dénombrés à partir des registres de décès.* D'une façon générale, les décès enregistrés sont mis en tableaux par année civile, par groupe d'âge quinquennal et par sexe. Comme les dates de référence des deux recensements utilisés ne correspondent probablement pas à un début d'année et qu'une cohorte ne cesse de passer d'un groupe d'âge quinquennal type au suivant à mesure que s'écoule la période intercensitaire, l'application de la méthode cumulative aux décès de membres de la cohorte entre les deux recensements est une tâche fastidieuse aux résultats imprécis. Une certaine simplification s'impose donc, puisque les renseignements relatifs à la mortalité intercensitaire sont surtout précieux quand ils font apparaître une structure par âge, plutôt qu'un niveau global précis.

Si le premier recensement a eu lieu l'année a et si les cohortes initiales sont définies par groupe d'âge quinquennal type, le nombre approximatif de décès intervenus au cours des cinq premières années de la période intercensitaire (c'est-à-dire entre a et $a+5$) parmi les membres de la cohorte qui, l'année a, étaient âgés de x à $x+4$ ans, peut être obtenu en faisant la somme du nombre de décès pendant l'année a parmi les personnes âgées de x à $x+4$ ans et de celui des décès pendant l'année $a+5$ parmi les personnes âgées de $x+5$ à $x+9$ ans, et en multipliant le total par 2,5. Par exemple, si $D^j_{x,\,x+4}$ désigne, en général, le nombre de décès intervenus parmi les membres de la cohorte âgée de x à $x+4$ ans au début de la période (c'est-à-dire l'année a) et enregistrés au cours de l'année j, et ${}_5D^j_x$ le nombre de décès intervenus pendant l'année j parmi les personnes âgées de x à $x+4$ ans, on obtient

$$\sum_{j=a}^{a+5} D^j_{x,\,x+4} = 2.5\,[{}_5D^a_x + {}_5D^{a+5}_{x+5}]. \qquad \text{(C.2)}$$

On peut de la même façon appliquer d'autres valeurs approchées aux calculs portant sur une deuxième période quinquennale allant de $a+5$ à $a+10$.

$$\sum_{j=a+5}^{a+10} D^j_{x,\,x+4} = 2.5\,[{}_5D^{a+5}_{x+5} + {}_5D^{a+10}_{x+10}]. \qquad \text{(C.3)}$$

On peut donc calculer de façon assez simple, à partir des décès enregistrés au cours d'années civiles séparées par un intervalle de 5 ans, des valeurs approchées du nombre des décès dans les diverses cohortes pendant des périodes intercensitaires dont la durée est un multiple de cinq années.

Les choses sont un peu plus compliquées dans le cas d'un intervalle intercensitaire dont la durée n'est pas un multiple de cinq années; on peut toutefois obtenir d'assez bonnes approximations en appliquant aux nombres de décès enregistrés des coefficients de pondération appropriés. Quand l'intervalle se situe entre 5 et 10 ans, on peut, en procédant comme il a été indiqué ci-dessus, calculer une valeur approchée du nombre des décès parmi les membres de la cohorte pendant les cinq premières années. Ensuite, pour obtenir une approximation du nombre de décès dans la même cohorte pendant la période allant de $a+5$ à $a+t$, t étant la durée de l'intervalle intercensitaire, on calcule la moyenne du nombre des décès enregistrés au cours des années $a+5$ et $a+t$ dans les groupes d'âge appropriés, puis on pondère ces moyennes en fonction du nombre d'années séparant $a+5$ de $a+t$. Ainsi, quand on pose

$${}_5\bar{D}_{x+5} = 0.5\,[{}_5D^{a+5}_{x+5} + {}_5D^{a+t}_{x+5}], \qquad \text{(C.4)}$$

et

$$\sum_{j=a+5}^{a+t} D^j_{x,\,x+4} = w(t-5)\,{}_5\bar{D}_{x+5} + (t-5-w(t-5))\,{}_5\bar{D}_{x+10}. \qquad \text{(C.5)}$$

Le tableau 181 indique les valeurs du facteur de pondération $w(t-5)$.

Quand l'intervalle intercensitaire se situe entre 10 et 15 ans, on obtient le nombre des décès intervenus dans les cohortes au cours des dix premières années en appliquant les équations (C.2) et (C.3). Le nombre des décès pendant la période supplémentaire peut alors se calculer au moyen des équations (C.4) et (C.5) en remplaçant $a+5$ par $a+10$, $t-5$ par $t-10$, et $x+5$ et $x+10$ par $x+10$ et $x+15$, respectivement. On peut calculer les facteurs de pondération dont on a besoin en se reportant au tableau 181, et en prenant $(t-10)$ années comme point de départ.

Tableau 181

FACTEURS DE PONDÉRATION UTILISÉS POUR OBTENIR UNE VALEUR APPROCHÉE DU NOMBRE DES DÉCÈS DANS LES COHORTES PENDANT LES INTERVALLES DE TEMPS QUI NE SONT PAS UN MULTIPLE DE 5 ANS

Intervalle (en années) $t-5$ *(1)*	*Facteurs de pondération* $w(t-5)$ *(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

Opération 4, b : *approximation du nombre de décès dans chaque cohorte à partir d'une table type de mortalité*. Quand on ne dispose pas de renseignements au sujet de la répartition par âge des décès au cours de la période intercensitaire, on peut pallier ce manque en se reportant aux tables types de mortalité. Le niveau exact de mortalité ne revêt pas une importance décisive, puisque la méthode permet d'estimer la complétude de l'enregistrement des décès; mais, dans la mesure où la structure par âge de la mortalité joue, elle, un rôle important, il convient de choisir un modèle qui représente assez fidèlement la structure de la mortalité effective dans la population considérée et qui se rapproche le plus possible du niveau de mortalité dans cette population.

Il faut d'abord disposer d'une estimation du nombre de décès intervenus dans une cohorte initiale au cours de la période intercensitaire. On peut parfaitement se servir de la fonction ${}_5L_x$ de la table de mortalité pour obtenir par synthèse le nombre recherché. Quand la période intercensitaire a une durée de 5 ans, on obtient le nombre des décès intervenus parmi les membres de la cohorte couvrant l'intervalle d'âge de x à $x+4$ ans au moment du premier recensement par la formule ${}_5L_x - {}_5L_{x+5}$, et la proportion de membres de la cohorte initiale décédés au cours de la période par la formule $({}_5L_x - {}_5L_{x+5})/{}_5L_x$. On peut dire que, d'une façon générale, pour tout intervalle intercensitaire t, le nombre de décès intervenus pendant cet intervalle dans la cohorte dont les membres sont âgés de x à $x+4$ ans au premier recensement peut être estimé par l'équation suivante :

$$\sum_{j=a}^{a+t} D^j_{x,\,x+4} = ({}_5N1_x)({}_5L_x - {}_5L_{x+t})/{}_5L_x \qquad \text{(C.6)}$$

où ${}_5N1_x$ désigne l'effectif de la population âgée de x à $x+4$ ans au moment du premier recensement (année a). Quand t n'est pas un multiple de 5, les valeurs de ${}_5L_{x+t}$ ne peuvent pas être trouvées telles quelles dans les tables types de mortalité Coale-Demeny, bien que l'on puisse les estimer à partir des valeurs publiées de $l(x)$ pour les âges adjacents qui sont des multiples de 5, comme on l'a expliqué dans la sous-section B.2, *b*, opération 5, en appliquant les coefficients et les équations données dans le tableau 172.

Opération 5, a : *calcul et représentation graphique du rapport de l'effectif initial à l'effectif au deuxième recensement et du taux de mortalité pour les cohortes quinquennales*. En partant de groupes d'âge quinquennaux, on peut calculer le rapport de l'effectif de la cohorte âgée de x à $x+4$ ans au premier recensement à celui des survivants de la même cohorte t années plus tard, soit ${}_5N1_x/{}_5N2_{x+t}$, et le rapport du nombre des décès intervenus dans cette cohorte à celui des survivants t années plus tard, soit

$$\sum_{j=a}^{a+t} D^j_{x,\,x+4} / {}_5N2_{x+t}.$$

Ces points peuvent alors être représentés graphiquement. En général, toutefois, ils sont très dispersés et il est souvent pratiquement impossible de leur ajuster une ligne droite. Mais si, quand on examine leur disposition, on constate qu'ils se situent au plus près d'une droite, on peut estimer les paramètres de celle-ci en se servant des moyennes de groupes (voir le chapitre V, sous-section C.4). On peut ensuite utiliser l'inclinaison comme facteur d'ajustement pour le nombre de décès enregistrés, de façon à le faire concorder avec le degré de couverture du premier recensement, tandis que la distance à l'origine est considérée comme une estimation du rapport du degré de couverture du premier recensement à celui du deuxième.

Opération 5, b : *calcul et représentation graphique du rapport de l'effectif initial à l'effectif au deuxième recensement et du taux de mortalité dans le cas de cohortes ouvertes*. Les cohortes peuvent également prendre la forme d'intervalles d'âges ouverts, c'est-à-dire qu'elles regroupent alors toutes les personnes âgées de x ans et plus au moment du premier recensement et qu'il est possible de calculer les rapports $N1(x+)/N2(x+t)+)$ et $\sum_{j=a}^{a+t} D^j_{x,\ w}/N2((x+t)+)$ pour des valeurs de x égales à 5, 10, 15 et ainsi de suite. Ce processus cumulatif permet de lisser bon nombre des irrégularités observées dans les rapports quinquennaux et il devient possible d'utiliser les moyennes de groupes (voir le chapitre V, sous-section C.4) pour ajuster une ligne droite à ces points représentatifs.

Opération 5, c : *calcul et représentation graphique du rapport de l'effectif initial à l'effectif au deuxième recensement et du taux de mortalité dans le cas de cohortes tronquées*. Il est souvent utile de pouvoir tirer parti des avantages que présente la méthode cumulative sans devoir tenir compte des renseignements concernant les personnes âgées, parmi lesquelles les déclarations d'âge erronées sont parfois nombreuses. Par conséquent, on peut se servir des cohortes initiales âgées de x à 60 ou de x à 65 ans avec des valeurs de x qui sont des multiples de 5. L'application

de la méthode cumulative à des cohortes tronquées apporte un puissant élément de lissage, mais il arrive que l'inclinaison de la droite ajustée soit extrêmement sensible au choix de l'âge limite supérieur.

Opération 6 : interprétation des résultats. Il arrive fréquemment que l'inclinaison de la droite ajustée soit faussée par des mouvements migratoires affectant surtout certains groupes d'âge, des déclarations d'âge exagérées et d'autres lacunes en matière d'enregistrement. Dans de tels cas, cette méthode risque de ne pas être assez sûre pour servir à des estimations de la mortalité. L'estimation de la distance à l'origine, en revanche, donne l'impression d'être plus robuste, de telle sorte que la méthode est surtout utile parce qu'elle permet d'évaluer le degré relatif de couverture des recensements successifs.

4. Exemple détaillé

On applique ici cette méthode au cas du Panama, pour la période 1960-1970, puisque certaines des opérations nécessaires ont déjà été réalisées. Les différentes phases du calcul sont exposées ci-après.

Opération 1 : ajustement pour compenser les effets de la migration intercensitaire et des différences de couverture territoriale. Comme l'on ne dispose pas d'éléments de base qui justifieraient de telles corrections, les données démographiques utilisées sont celles qu'indique le tableau 173. Aucune correction ne s'impose non plus en ce qui concerne la mortalité.

Opération 2 : groupement par cohorte des données fournies par les deux recensements. Cette opération a été exposée en détail à la sous-section B.2, *c;* comme l'intervalle intercensitaire est d'environ 10 ans, on a défini les cohortes sur la base de groupes d'âge quinquennaux types, pour le recensement de 1960 comme pour celui de 1970.

Opération 3 : ajustement nécessaire quand l'intervalle intercensitaire ne porte pas sur un nombre exact d'années. Comme on l'a expliqué à la sous-section B.2, *c,* on a fait reculer dans le temps la population féminine de la date réelle du recensement en 1960, c'est-à-dire le 11 décembre, à une date située 10 ans exactement avant celle du deuxième recensement, soit le 10 mai 1960. Les résultats sont donnés dans le tableau 182.

Opération 4, a : *application de la méthode cumulative aux décès de membres des diverses cohortes, dénombrés à partir des registres de décès.* Au Panama, on dispose de registres de décès par âge et par sexe pour les années 1960, 1965 et 1970; on peut donc se servir de ces données pour l'estimation de la mortalité intercensitaire dans chacune des cohortes. Le tableau 182 donne le nombre des décès féminins classés par année et par groupe d'âge.

La méthode assez approximative que l'on applique pour estimer la mortalité dans les cohortes ne permet pas d'obtenir des résultats valables en ce qui concerne la cohorte âgée de 0 à 4 ans en 1960, de telle sorte que le point de départ choisi est la cohorte âgée de 5 à 9 ans. On estime comme suit le nombre des décès intervenus au cours des cinq premières années, de la mi-1960 à la mi-1965, dans cette cohorte :

$$\sum_{j=1960}^{1965} D^{j}_{5,9} = 2.5\,[{}_5D_5^{1960} + {}_5D_{10}^{1965}] = 2.5\,(138+64) = 505.$$

De même, on estime de la façon suivante le nombre de décès dans la même cohorte au cours de la deuxième période quinquennale, de la mi-1965 à la mi-1970 :

$$\sum_{j=1965}^{1970} D^{j}_{5,9} = 2.5[{}_5D_{10}^{1965} + {}_5D_{15}^{1970}]$$

$$= 2.5(64+95) = 397.5.$$

Tableau 182

Population féminine, 1960 et 1970; nombre de décès féminins enregistrés, 1960, 1965 et 1970, par groupe d'âge, Panama

Groupe d'âge (1)	Population féminine		Décès enregistrés		
	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]Ajustée de façon à obtenir une valeur approchée correspondant à un intervalle intercensitaire de 10 ans exactement.

On obtient alors le nombre total des décès au cours de la période de 10 ans en faisant la somme des décès enregistrés pendant les deux périodes quinquennales :

$$\sum_{j=1960}^{1970} D^j_{5,9} = \sum_{j=1960}^{1965} D^j_{5,9} + \sum_{j=1965}^{1970} D^j_{5,9}$$

$$= 505 + 397.5 = 902.5.$$

Les résultats de ce calcul pour chaque cohorte sont indiqués dans le tableau 183. Le seul groupe d'âge pour lequel un calcul spécial s'impose est l'intervalle ouvert 65 ans et plus. Pour la période 1960-1965, toutes les personnes âgées de plus de 70 ans décédées chaque année appartiennent à cette cohorte, de même qu'une partie des personnes décédées âgées de 65 à 69 ans. Le nombre total de décès parmi les personnes de plus de 70 ans au cours de la période 1960-1965 peut être estimé par sommation des décès parmi les personnes de plus de 70 ans en 1960 et en 1965 et en multipliant par 2.5 le total obtenu :

$$\sum_{j=1960}^{1965} {}_{\omega-70}D^j_{70} = 2.5({}_{\omega-70}D^{1960}_{70} + {}_{\omega-70}D^{1965}_{70})$$

$$= 2.5(184 + 513 + 239 + 742)$$

$$= 2.5(1\,678) = 4\,195$$

où, comme de coutume, ${}_{\omega-70}D^j_{70}$ désigne le nombre de décès intervenus au cours de l'année j parmi les personnes âgées de 70 ans et plus.

En ce qui concerne le groupe d'âge 65-69 ans, le nombre annuel moyen de décès pendant la période 1960-1965 est estimé à 0,5(152 + 174), soit 163; et puisque la cohorte âgée de 65 à 69 ans en 1960 a été exposée pendant 2,5 années en moyenne au risque de décès pendant la période 1960-1965, on estime le nombre des décès intervenus pendant cette période parmi les personnes âgées de 65 à 69 ans et appartenant à cette cohorte à 2,5(163) = 407,5. Par conséquent, le nombre total de décès intervenus au cours de la période 1960-1965 dans la cohorte âgée de 65 ans et plus en 1960 se calcule comme suit :

$$\sum_{j=1960}^{1965} {}_5D^j_{65} + \sum_{j=1960}^{1965} {}_{\omega-70}D^j_{70} = 4\,195 + 407.5 = 4\,602.5.$$

Tableau 183
MORTALITÉ ESTIMATIVE PAR COHORTE, POPULATION FÉMININE, PANAMA, 1960-1970

Groupe d'âge de la cohorte 1960 (1)	*Nombre de décès par 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

Entre 1965 et 1970, toutes les personnes décédées âgées de 75 ans et plus appartiennent à la cohorte initiale de 65 ans et plus, de même qu'une proportion des personnes décédées âgées de 70 à 74 ans. On estime de la façon suivante le nombre des décès intervenus parmi les personnes âgées de 75 ans et plus :

$$\sum_{j=1965}^{1970} {}_{\omega-75}D^j_{75} = 2.5({}_{\omega-75}D^{1965}_{75} + {}_{\omega-75}D^{1970}_{75})$$

$$= 2.5(742 + 913) = 4\,137.5.$$

On peut également estimer le nombre de décès intervenus entre 1965 et 1970 parmi les membres de la cohorte alors âgés de 70 à 74 ans en se servant du nombre annuel moyen de décès à ces âges, 0,5(239 + 270), et de la durée moyenne d'exposition au risque de décès, 2,5, ce qui donne (2,5)(0,5)(239 + 270) = 636,25. Par conséquent, le nombre de décès intervenus au cours de la période intercensitaire parmi les membres de la cohorte qui avaient 65 ans et plus au début de cette période (1960) est le suivant :

$$\sum_{j=1960}^{1970} D^j_{65,\omega} = 4\,137.5 + 636.25 = 4773.75$$

Opération 5, a : calcul et représentation graphique du rapport de l'effectif initial à l'effectif au deuxième recensement et du taux de mortalité pour les cohortes quinquennales. On calcule pour chaque cohorte le rapport de l'effectif initial à l'effectif final de chaque cohorte, $N1/N2$, et le rapport du nombre de décès dans la cohorte à l'effectif final de celle-ci, $D/N2$. Par exemple, dans le cas de la cohorte âgée de 5 à 9 ans en 1960,

$${}_5N1_5/{}_5N2_{15} = 75\,242/73\,381 = 1.0254$$

$$\sum_{j=1960}^{1970} D^j_{5,9}/{}_5N2_{15} = 902.5/73\,381 = 0.0123.$$

Les colonnes (2) et (3) du tableau 184 donnent les valeurs de ces rapports pour chacune des cohortes, valeurs qui sont représentées graphiquement dans le diagramme *a* de la figure 23. On constate que les points représentatifs sont disposés de façon assez variable; et la droite, ajustée par la méthode des moyennes de groupes, subit fortement l'influence des trois derniers points et ne passe pas toujours au plus près des autres points. La distance à l'origine, qui permet d'estimer le degré de couverture du premier recensement par rapport à celui du deuxième, a une valeur de 1,0278, ce qui conduit à penser que le recensement de 1960 était de 3 p. 100 plus complet que celui de 1970. L'inclinaison, qui permet d'estimer le degré

Tableau 184

RAPPORT DE L'EFFECTIF INITIAL À L'EFFECTIF FINAL, $N1/N2$, ET RAPPORT DU NOMBRE DES DÉCÈS À L'EFFECTIF FINAL, $D/N2$, POUR DIFFÉRENTS TYPES DE COHORTE, PANAMA, 1960-1970

Age x en 1960 (1)	*Rapports pour les cohortes âgées de x à $x+4$ ans*		*Rapports pour les cohortes âgées de x ans et plus*		*Rapports pour les cohortes âgées de x à 64 ans*	
	${}_5N1_x/{}_5N2_{x+10}$ (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	-	-
Paramètres des droites ajustées à tous les points par la méthode des moyennes :						
Distance à l'origine	1.0278		1.0409		1.0239	
Inclinaison	1.0623		0.9399		1.3916	

de couverture du premier recensement par rapport à la complétude de l'enregistrement des décès donne une valeur de 1,0623, ce qui tend à indiquer que l'enregistrement des décès a été, dans une porportion de quelque 6 p. 100, moins complet que le dénombrement de la population en 1960. Ces estimations ne sont déraisonnables en aucune manière, mais l'estimation de l'inclinaison est sensible à la méthode d'ajustement employée; ainsi, quand on ajuste la droite par la méthode des moindres carrés (voir le chapitre V, sous-section C.4), la valeur de la distance à l'origine devient 1,046, ce qui ne diffère pas sensiblement de celle que l'on obtient par la méthode des moyennes; mais l'inclinaison prend la valeur de 0,914, c'est-à-dire qu'elle devient totalement différente de celle que l'on a estimée à partir de la droite ajustée par la méthode des moyennes. De plus, cette dernière valeur manque de crédibilité dans la mesure où elle implique que le degré d'enregistrement des décès est supérieur à celui de la population.

Opération 5, b : *calcul et représentation graphique du rapport de l'effectif initial à l'effectif au deuxième recensement et du taux de mortalité dans le cas de cohortes ouvertes.* La manière la plus commode d'appliquer la méthode cumulative consiste à partir des âges les plus élevés pour descendre par étapes vers les âges les plus bas, c'est-à-dire de commencer avec la cohorte âgée de 65 ans et plus en 1960. Dans le cas présent, les valeurs de $N1$, $N2$ et D sont exactement les mêmes que celles qui ont été calculées par l'opération 4, *a* :

$$N1(65+)/N2(75+) = 18\,403/9\,873 = 1.8640$$

et

$$\sum_{j=1960}^{1970} D^j_{65,\omega}/N2(75+) = 9\,376.25/9\,873 = 0.94969.$$

Dans le cas de la cohorte initiale, âgée de 60 ans et plus,

$$N1(60+)/N2(70+) = (18{,}403 + 10{,}101)/(9{,}873 + 6{,}690) = 1.7209$$

et

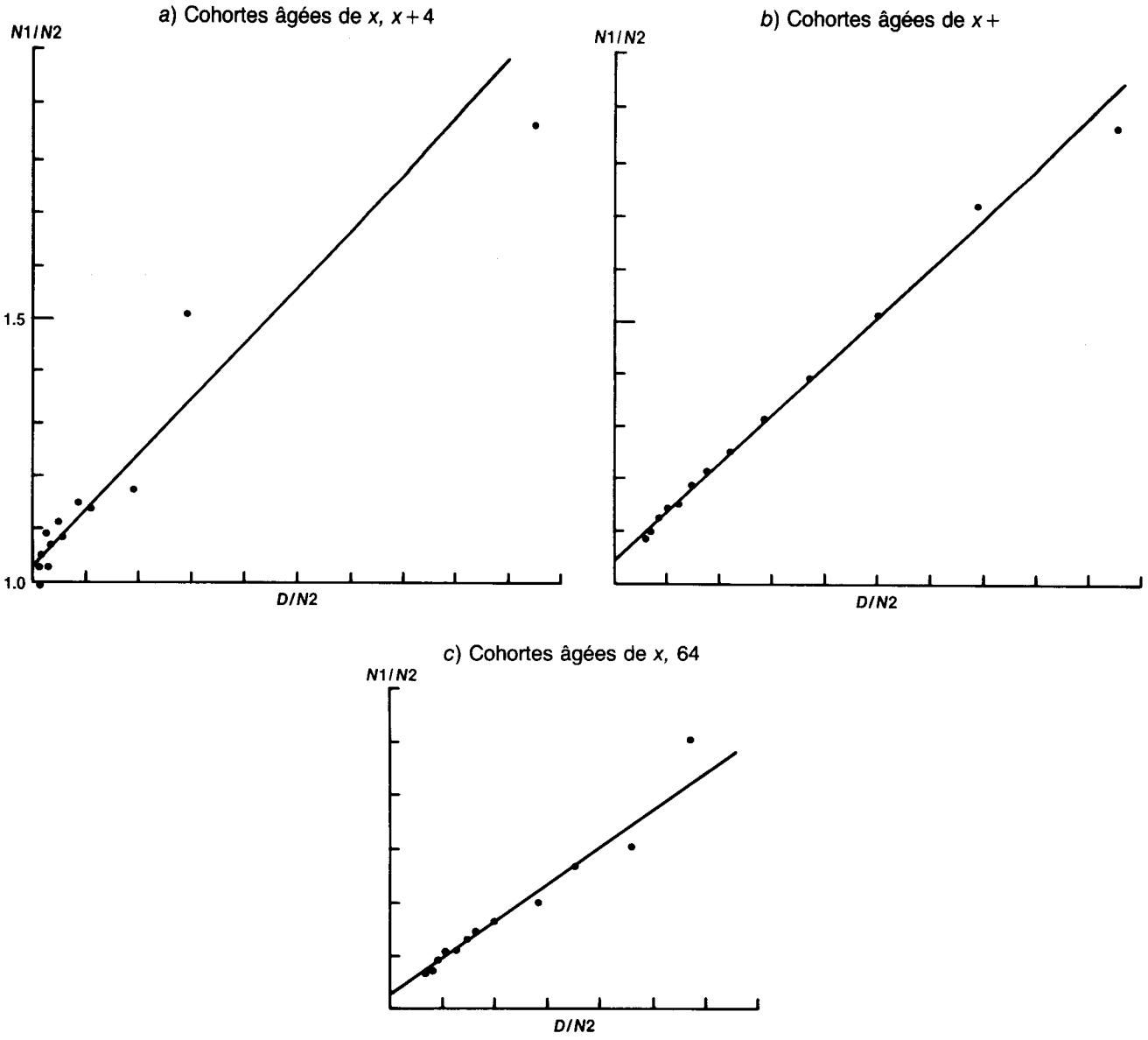
$$\sum_{j=1960}^{1970} D^j_{60,\omega}/N2(70+) = (9\,376.25 + 1\,912.5)/(9{,}873 + 6{,}690) = 0.68156.$$

On continue l'opération de la même manière, en ajoutant un nouveau groupe d'âge à chaque fois, pour aboutir à la cohorte la plus jeune, celle qui est âgée de 5 à 9 ans en 1960. Les rapports ainsi obtenus sont indiqués dans les colonnes (4) et (5) du tableau 184 et ils sont représentés graphiquement dans le diagramme *b* de la figure 23.

La méthode cumulative a permis d'améliorer sérieusement la linéarité des points représentatifs, et la droite leur est assez étroitement ajustée. Toutefois, d'après les paramètres de cette droite — une distance à l'origine de 1,0409 et une inclinaison de 0,9399 —, la différence de degré de couverture entre les recensements de 1960 et de 1970 serait plus ou moins la même que celle que l'opération 5, *a*, a fait apparaître, mais la différence en ce qui concerne l'enregistrement des décès, qui donne maintenant de la mortalité une estimation exagérée, atteint maintenant près de 6 p. 100 par rapport au recensement de 1960.

Opération 5, c : *calcul et représentation graphique du rapport de l'effectif initial à l'effectif au deuxième recensement et du taux de mortalité dans le cas de cohortes tronquées.* On peut appliquer la méthode cumulative comme pour l'opération 5, *b*, mais en l'appliquant de façon que les groupes d'âge considérés ne soient pas com-

Figure 23.—Représentation graphique du rapport de l'effectif initial à l'effectif final, *N1/N2*, en fonction du nombre des décès à l'effectif final, *D/N2*, pour différents types de cohorte



plètement ouverts et que seuls le ou les derniers groupes d'âge soient exclus. Cette forme cumulative tronquée peut être utile quand on a des raisons de penser que certaines erreurs d'un type particulier apparaissent en ce qui concerne les groupes d'âge les plus élevés. Dès lors, les estimations de la complétude de l'enregistrement des décès ne se réfèreront plus qu'à l'enregistrement des décès adultes, à l'exclusion des décès parmi les groupes d'âge les plus jeunes et les plus élevés.

La méthode cumulative est appliquée comme précédemment. Mais, au lieu de commencer par la dernière cohorte, qui est une cohorte ouverte, on part de la cohorte la plus âgée dont on a décidé de tenir compte dans le calcul. Dans le cas présent, c'est la cohorte âgée de 60 à 64 ans en 1960 que l'on a choisie comme limite supérieure. Les rapports applicables à cette cohorte sont ceux qui ont déjà été calculés par l'opération 5, *a*, pour les cohortes quinquennales considérées séparément. Ainsi,

$$N1(60, 64)/N2(70, 74) = 10\,101/6\,690 = 1.5099$$

et

$$\sum_{j=1960}^{1970} D^{j}_{60,64}/N2(70, 74) = 1\,912.5/6\,690 = 0.28587.$$

Dans le cas de la cohorte âgée de 55 à 64 ans en 1960, le même calcul donne :

$$N1(55, 64)/N2(65, 74) = (10\,101 + 11\,787)/$$

$$(6\,690 + 10\,061) = 1.3067$$

et

$$\sum_{j=1960}^{1970} D^{j}_{55, 64}/N2(65, 74) = (1\,912.5 + 1\,940.0)/$$

$$(6\,690 + 10\,061) = 0.22999.$$

Le calcul cumulatif se poursuit ainsi pour les groupes de moins en moins âgés jusqu'au groupe âgé de 5 à 9 ans, le plus jeune que l'on puisse utiliser. Les rapports obtenus sont donnés dans les colonnes (6) et (7) du tableau 184 et leur représentation graphique dans le diagramme *c* de la figure 23.

De la représentation graphique, il ressort que le degré de linéarité des points représentatifs se situe quelque part entre celui que l'on a obtenu par le calcul cumulatif et celui qui ressort du calcul non cumulatif. La distance à l'origine de la droite ajustée est égale à celles que l'on a obtenues précédemment, mais l'inclinaison est de nouveau très différente puisqu'elle indique que, pour une tranche d'âge allant approximativement de 10 à 70 ans, la complétude de l'enregistrement des décès a été de 72 p. 100 environ par rapport à la couverture du recensement de 1960.

D.—Estimation d'une table de mortalité postjuvénile à partir d'une répartition par âge de la population et des taux intercensitaires d'accroissement

1. Base et principe de la méthode

Les techniques classiques fondées sur la survie intercensitaire sont beaucoup plus difficiles à appliquer quand les intervalles intercensitaires ne couvrent pas un nombre exact d'années ou un nombre d'années qui n'est pas un multiple de 5. De plus, l'application de la méthode exposée à la sous-section B.4, qui utilise le calcul cumulatif pour limiter les effets des déclarations d'âge erronées, prend beaucoup de temps puisqu'elle comporte la projection d'une population initiale en utilisant divers niveaux de mortalité.

Preston et Bennett[4] proposent une méthode différente d'estimation de la mortalité adulte au cours de la période intercensitaire qui s'appuie sur les répartitions par âge de la population fournies par deux recensements consécutifs. La méthode proposée est d'application simple quelle que soit la durée de la période intercensitaire et elle n'est pas très sensible à certains types de déclarations d'âge erronées, en particulier celles qui sont dues au phénomène des nombres attractifs. Elle comporte également un certain élément d'innovation, dans la mesure où elle part des deux répartitions censitaires par âge pour aboutir à des estimations des taux d'accroissement par âge (de préférence à des probabilités de survie des cohortes), puis utilise ces taux d'accroissement pour transformer la structure par âge de la population considérée en une valeur équivalente de la fonction ${}_5L_x$ d'une population stationnaire (table de mortalité).

Bennett et Horiuchi[5] ont montré que, dans une population fermée et à un moment particulier *t*, le nombre de personnes d'âge *y*, soit $N(y)$, est égal à celui des personnes d'âge *x*, soit $N(x)$, multiplié par la probabilité de survie de *x* à *y*, $l(y)/l(x)$ mesurée au moment *t*, et par un facteur exponentiel mettant en jeu l'intégrale des taux d'accroissement de la population, également au moment *t*, entre les âges *x* et *y*. Ainsi,

$$N(y) = N(x)[l(y)/l(x)] \exp(-\int_x^y r(u)du), \quad \text{(D.1)}$$

formule que l'on peut considérer comme l'équivalent d'une fonction de population stable, sauf en ce qui concerne le remplacement du produit de l'exponentielle du taux d'accroissement de la population stable et du nombre d'années séparant *x* et *y*, soit $\exp[-(y-x)r]$, par l'exponentielle de l'intégrale des taux d'accroissement variables entre *x* et *y*, $\exp[-\int_x^y r(u)du]$.

Quand les valeurs de $N(x)$ et $N(y)$ et l'ensemble des valeurs de $r(u)$ pour *u* se situant entre *x* et *y* sont toutes connues, on peut estimer la probabilité de survie pendant la période, $l(y)/l(x)$, à partir de l'équation (D.1). Toutefois, pour introduire dans le calcul un certain élément de lissage, Preston et Bennett proposent d'estimer l'espérance de vie à chaque âge *x*, par l'application généralisée de la méthode cumulative à la fois à la population dénombrée et aux taux d'accroissement par âge observés.

En grandeurs discrètes, à partir de groupes d'âge quinquennaux, l'équation de base que proposent Preston et Bennett est la suivante :

$$e_x = \frac{\sum_{y=x}^{\omega} {}_5N_y \exp[5.0 \sum_{u=x}^{y-5} {}_5r_u + 2.5\,{}_5r_y]}{N(x)} \quad \text{(D.2)}$$

où $N(x)$, soit le nombre de personnes d'âge *x*, est estimé comme suit :

$$N(x) = \frac{{}_5N_{x-5} \exp[-2.5\,{}_5r_{x-5}] + {}_5N_x \exp[2.5\,{}_5r_x]}{10} \quad \text{(D.3)}$$

Cette méthode présente les avantages suivants : *a*) elle est d'application relativement simple, même quand la durée de la période intercensitaire se prête mal aux calculs; *b*) elle n'implique aucun postulat concernant la stabilité; *c*) elle introduit un élément de calcul cumulatif, limitant ainsi

[4] Samuel H. Preston et Neil G. Bennett, "A census-based method for estimating adult mortality", étude qui doit être publiée dans *Population Studies* dans le courant de 1982.

[5] Neil G. Bennett et Shiro Horiuchi, "Estimating the completeness of death registration in a closed population", *Population Index*, vol. 47, nº 2 (été 1981), p. 207 à 221.

les effets des déclarations d'âge erronées; *d*) l'utilisation des taux d'accroissement fait disparaître les effets des déclarations d'âge erronées qui présentent le même schéma dans les deux recensements. Les estimations obtenues par cette méthode sont probablement aussi fiables que celles que permettent de calculer toutes les autres techniques intercensitaires existantes, et le fait qu'elle soit d'application simple est un atout considérable en sa faveur.

2. Données requises

Les données requises pour l'application de cette méthode sont les suivantes :

a) Deux énumérations censitaires, les populations étant classées par groupes d'âge équivalents (et par sexe), séparées par un intervalle intercensitaire dont la durée ne devrait pas excéder 20 ans;

b) Des renseignements suffisants pour pouvoir, le cas échéant, procéder à l'ajustement de l'un ou l'autre des recensements de façon à prendre en compte la migration intercensitaire et les différences de couverture territoriale.

3. Procédé de calcul

Les différentes phases du calcul sont exposées ci-après.

Opération 1 : ajustement pour tenir compte de la migration intercensitaire et du degré de couverture territoriale. Voir la sous-section B.2, *b*, opération 1.

Opération 2 : calcul des taux intercensitaires d'accroissement par âge. On calcule de la façon suivante le taux d'accroissement de la population dans chaque groupe d'âge quinquennal entre le premier et le deuxième recensement :

$$ {}_5r_x = [\ln({}_5N2_x) - \ln({}_5N1_x)]/t \qquad \text{(D.4)} $$

où ${}_5r_x$ désigne le taux intercensitaire d'accroissement de la population appartenant au groupe d'âge x à $x+4$ ans, ${}_5N2_x$ la population âgée de x à $x+4$ ans au deuxième recensement, ${}_5N1_x$ la population âgée de x à $x+4$ ans au premier recensement et t la durée en années de la période intercensitaire (avec une fraction décimale, si nécessaire). Le même intervalle ouvert, $A+$, doit se retrouver dans les deux répartitions par âge. La valeur de A doit être aussi élevée que le permettent les deux répartitions par âge, dans la mesure où les déclarations d'âge exagérées ne posent pas un problème aussi grave avec cette méthode que dans le cas des méthodes de répartition des décès qui a été exposée au chapitre V.

Opération 3 : calcul de la répartition intercensitaire moyenne par âge. Pour l'équation (D.2), on doit disposer d'une répartition intercensitaire moyenne par âge, ${}_5N_x$. On peut arriver à une approximation satisfaisante de cette répartition en se bornant à calculer la moyenne des effectifs initial et final de chaque groupe d'âge. Ainsi,

$$ {}_5N_x = 0.5\ ({}_5N1_x + {}_5N2_x). \qquad \text{(D.5)} $$

Opération 4 : application de la méthode cumulative aux taux d'accroissement par âge, en prenant 5 ans comme âge inférieur. Pour calculer le coefficient "inflateur" qui figure dans l'équation (D.2), il faut faire la somme de tous les taux d'accroissement par âge, ${}_5r_x$, qui ont été obtenus par l'opération 2. En général, il est commode de commencer le processus cumulatif avec l'âge de 5 ans et de progresser vers le haut.

La seule difficulté que soulève le calcul cumulatif tient à la manière dont il faut utiliser le coefficient inflateur associé à l'intervalle d'âge ouvert, $A+$. Bien que l'importance relative de l'intervalle ouvert soit bien moindre dans le cas présent que lorsque l'on applique les techniques de répartition des décès, qui sont semblables d'un point de vue conceptuel, et dont il a été question au chapitre V, parce que, quand on calcule les espérances de vie, l'intervalle ouvert est toujours présent, il paraît judicieux, dans la pratique, de réduire au minimum les effets des distorsions entièrement dues à la pondération que l'on peut lui attribuer dans le coefficient inflateur. C'est pourquoi on propose ici une méthode spéciale à appliquer en ce qui concerne cet intervalle ouvert.

Si $R(x)$ désigne le coefficient inflateur pour le groupe d'âge de x à $x+4$ années, on obtient, en appliquant l'équation (D.2),

$$ R(x) = 2.5\ {}_5r_x + 5.0 \sum_{y=5}^{x-5} {}_5r_y \qquad \text{(D.6)} $$

pour $x = 10, 15, \ldots, A-5$. Dans le cas de $x=5$, (D.6) devient

$$ R(5) = 2.5\ {}_5r_5 \qquad \text{(D.7)} $$

et, pour $x=A$, $R(A) = \rho(A) + 5.0 \sum_{y=5}^{A-5} {}_5r_y$ (D.8)

où l'on calcule $\rho(A)$ en appliquant une équation obtenue à partir de populations stables et s'écrivant comme suit :

$$ \rho(A) = a(A) + b(A)\, r(10+) + c(A) \ln(N(45+)/N(10+)) \qquad \text{(D.9)} $$

où $r(10+)$ est le taux d'accroissement de la population âgée de plus de 10 ans, c'est-à-dire

$$ r(10+) = \ln[N2(10+)/N1(10+)]/t; \qquad \text{(D.10)} $$

$N(10+)$ et $N(45+)$ désignent les effectifs à mi-période âgés de 10 ans et plus et de 45 ans et plus, respectivement, et estimés comme suit :

$$ N(10+) = 0.5(N1(10+) + N2(10+)) $$

et

$$ N(45+) = 0.5(N1(45+) + N2(45+)); \qquad \text{(D.11)} $$

et $a(A)$, $b(A)$ et $c(A)$ sont des coefficients de valeur constante, celle-ci dépendant de la valeur réelle de A. Les valeurs de ces coefficients sont indiquées dans le tableau 185.

Tableau 185

COEFFICIENTS SERVANT À ESTIMER LE TAUX D'ACCROISSEMENT ÉQUIVALENT AU-DELÀ DE L'ÂGE A, ρA, À PARTIR DU TAUX D'ACCROISSEMENT AU-DELÀ DE L'ÂGE DE 10 ANS ET DU RAPPORT DE L'EFFECTIF DE LA POPULATION ÂGÉE DE PLUS DE 45 ANS À CELUI DE LA POPULATION DE PLUS DE 10 ANS

	Coefficients		
Age 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

Equation servant à l'estimation :

$$\rho(A) = a(A) + b(A)\, r(10+) + c(A) \ln(N(45+)/N(10+))$$

Opération 5 : réduction de la répartition par âge à une répartition de population stationnaire. On convertit la répartition intercensitaire moyenne par âge obtenue par l'opération 3 en une population stationnaire en multipliant chacune des valeurs ${}_5N_x$ par la fonction exponentielle de $R(x)$. On peut considérer les résultats de ce calcul comme des pseudo-valeurs ${}_5L_x^*$, analogues aux valeurs de ${}_5L_x$ dans la table de mortalité habituelle. Mais on ne connaît pas la racine de la table de vie qui correspond aux pseudo-valeurs ${}_5L_x^*$ et, de ce fait, ces dernières ne peuvent généralement pas être manipulées comme les valeurs ${}_5L_x$ normales.

Pour résumer, on procède à l'estimation des valeurs ${}_5L_x^*$ en appliquant les équations suivantes :

$$ {}_5L_x{}^* = {}_5N_x \exp(R(x)) \qquad \text{(D.12)}$$

et

$$ {}_{\omega-A}L_A{}^* = {}_{\omega-A}N_A \exp(R(A)). \qquad \text{(D.13)}$$

Il convient de souligner que la séquence des valeurs ${}_5L_x^*$ obtenues de cette manière est très probablement plus erratique que celle que l'on a déterminée à partir d'un ensemble de valeurs de ${}_5q_x$ calculées sur la base des taux de mortalité à mi-période. Dans certains cas, les valeurs estimatives de ${}_5L_x^*$ peuvent même augmenter avec l'âge. Ce comportement désordonné s'explique généralement par des erreurs dans les répartitions par âge utilisées comme données d'entrée. C'est dans le but de réduire au minimum l'effet de ces erreurs et, aussi, d'aboutir à une grandeur qui soit comparable à celles que l'on puise généralement à d'autres sources que l'on convertit les pseudo-valeurs ${}_5L_x^*$ en espérances de vie, en appliquant la méthode qui est exposée ci-après.

Opération 6 : calcul des espérances de vie. On calcule l'espérance de vie à l'âge x, soit e_x, en appliquant la méthode cumulative aux pseudo-valeurs ${}_5L_x^*$ obtenues par l'opération précédente et en divisant la somme par une estimation de $l(x)$, le nombre de survivants à l'âge exact x dans la table de mortalité. On peut obtenir une estimation satisfaisante de $l(x)$ par la formule suivante :

$$ l^*(x) = ({}_5L_x{}^* - {}_5L_x{}^*)/10.0 \qquad \text{(D.14)}$$

où le signe * a été ajouté pour rappeler au lecteur qu'il s'agit aussi de pseudo-valeurs $l^*(x)$ dont la racine est inconnue. Alors, si l'on pose que T_x^* est le nombre d'années-personne vécues au-delà de l'âge x, on peut calculer ce facteur comme suit :

$$ T_x = \sum_{y=x}^{A-5} {}_5L_y{}^* + {}_{\omega-A}L_A{}^*, \qquad \text{(D.15)}$$

de telle sorte que, si l'on combine les équations (D.14) et (D.15), on peut estimer e_x comme suit :

$$ e_x = 10.0(T_x{}^*)/({}_5L_{x-5}{}^* - {}_5L_x{}^*). \qquad \text{(D.16)}$$

Une fois calculés les chiffres de l'espérance de vie, en général pour des valeurs de x allant de 10 à 50, on peut déterminer les niveaux qu'ils impliquent dans un système de tables types de mortalité et obtenir une estimation finale de la mortalité en établissant la moyenne des estimations les plus fiables du niveau de mortalité (celles qui restent après que l'on a rejeté les valeurs qui sont visiblement peu appropriées). Dans la pratique, les estimations de la mortalité pour des valeurs de x allant jusqu'aux environs de 30 sont relativement cohérentes, mais, au-delà de l'âge de 30 ou 35 ans, elles traduisent souvent une mortalité qui va en déclinant à mesure que l'âge x augmente. Il se peut donc que l'estimation la plus fine de la mortalité globale soit celle que l'on obtient en calculant la moyenne des niveaux associés à e_x pour des valeurs de x allant de 10 à 30, bien que cette conclusion sous-entende que les résultats ne pourront pas réellement servir de référence pour le choix d'une structure par âge de la mortalité, ni être considérés comme de bons indicateurs de la nécessité d'apporter des corrections quand les taux d'accroissement comportent des erreurs dues à des variations de la complétude des énumérations.

4. EXEMPLE DÉTAILLÉ : PANAMA, 1960-1970

On se réfère de nouveau au cas du Panama entre 1960 et 1970 pour donner une illustration de cette méthode, ce qui permettra de comparer les résultats obtenus avec ceux qu'ont donnés les techniques fondées sur l'estimation de la survie intercensitaire.

Les données de base figurent dans les colonnes (2) et (4) du tableau 173 mais, pour que les choses soient plus claires, on les a reproduites dans le tableau 185, colonnes (2) et (3). Précisons que, quand on applique cette

méthode, il n'est pas nécessaire de procéder à un ajustement dans le cas des intervalles intercensitaires qui ne comportent pas un nombre exact d'années; de ce fait, on peut utiliser les effectifs des populations, telles qu'elles ont été dénombrées en 1960 et 1970.

Le procédé de calcul applicable à cet exemple est exposé ci-après.

Opération 1 : ajustement pour compenser les effets de la migration intercensitaire et des différences de couverture territoriale. Comme on l'a déjà précisé au sujet de l'opération 1, dans la section B.2, *c*, aucun ajustement n'est nécessaire dans ce cas précis.

Opération 2 : calcul des taux intercensitaires d'accroissement par âge. L'intervalle entre les recensements de 1960 et de 1970 a été de 9,41 ans (voir la sous-section B.2, *c*). On calcule donc le taux d'accroissement pour chaque groupe d'âge en divisant par 9,41 la différence entre les logarithmes naturels des effectifs final et initial de chaque groupe d'âge. Ainsi, en ce qui concerne l'effectif du groupe d'âge 5 à 9 ans,

$$ {}_5r_5 = [\ln({}_5N2_5) - \ln({}_5N1_5)]/9.41 $$

$$ = (11.5801 - 11.2463)/9.41 = 0.03547. $$

On trouvera les résultats de ce calcul dans le tableau 186, colonne (4).

Opération 3 : calcul de la répartition intercensitaire moyenne par âge. Pour obtenir la répartition moyenne par âge de la population pendant la période intercensitaire, il suffit de calculer les moyennes arithmétiques des effectifs final et initial de chaque groupe d'âge. Ainsi, dans le cas du groupe d'âge de 5 à 9 ans,

$$ {}_5N_5 = 0.5({}_5N1_5 + {}_5N2_5) $$

$$ = 0.5(76\,598 + 106\,944) = 91\,771. $$

On trouvera les résultats complets de ce calcul dans le tableau 186, colonne (5).

Opération 4 : application de la méthode cumulative aux taux d'accroissement par âge, en prenant 5 ans comme âge limite inférieur. C'est pour estimer ${}_5L_x$ pour toutes les valeurs de x à partir de 5 ans que l'on a besoin des taux cumulés d'accroissement par âge. L'effectif moyen de la population âgée de 5 à 9 ans, soit ${}_5N_5$, doit être corrigé en hausse par l'application de 2,5 années du taux d'accroissement par âge du groupe d'âge 5-9 ans, ${}_5r_5$. De même, l'effectif moyen de la population âgée de 10 à 14 ans, soit ${}_5N_{10}$, doit être corrigé en hausse par l'application de 5 ans du taux d'accroissement par âge du groupe d'âge 5 à 9 ans, ${}_5r_5$, plus de 2,5 années du taux d'accroissement par âge du groupe d'âge 10 à 14 ans, ${}_5r_{10}$. On calcule donc les valeurs de $R(x)$ par additions successives des taux d'accroissement par âge en appliquant les équations (D.6) et (D.7). Ainsi, dans le cas du groupe d'âge de 5 à 9 ans,

$$ R(5) = 2.5({}_5r_5) = 0.08868, $$

dans celui du groupe d'âge de 10 à 14 ans,

$$ R(10) = 2.5({}_5r_{10}) + 5.0({}_5r_5) = 0.25505. $$

En ce qui concerne le groupe d'âge de 20 à 24 ans, on obtient :

$$ R(20) = 2.5({}_5r_{20}) + 5.0({}_5r_5 + {}_5r_{10} + {}_5r_{15}) = 0.57723. $$

Pour calculer $R(A)$, le coefficient inflateur qui correspond à l'intervalle ouvert, on applique l'équation (D.8) conjointement à l'équation (D.9), de façon à obtenir une estimation de $\rho(A)$. Pour cette dernière, les données d'entrée sont les valeurs de $r(10+)$, $N(10+)$ et $N(45+)$. Le symbole $r(10+)$ désigne le taux d'accroissement de la popu-

Tableau 186

ESTIMATION DE LA MORTALITÉ INTERCENSITAIRE DANS LA POPULATION FÉMININE, À PARTIR DES TAUX INTERCENSITAIRES D'ACCROISSEMENT, PANAMA, 1960-1970

Groupe d'âge $x, x+4$ (1)	Population féminine dénombrée 1960 (2)	Population féminine dénombrée 1970 (3)	Taux intercensitaire d'accroissement ${}_5r_x$ (4)	Effectif moyen de la population 1960-1970 (5)	Taux d'accroissement cumulés $R(x)$ (6)	Population stationnaire: Par groupe d'âge quinquennal ${}_5L_x^*$ (7)	Population stationnaire: A l'âge exact x ans $l^*(x)$ (8)	Population stationnaire: Agée de plus de x ans T_x^* (9)	Espérance de vie e_x (10)	Niveau de mortalité, groupe Ouest (11)
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	-	-

lation âgée de 10 ans et plus pendant la période intercensitaire, et on le calcule de la même façon que tous les autres taux d'accroissement, c'est-à-dire de la manière suivante :

$$r(10+) = \ln(N2(10+)/N1(10+))/t$$

$$= \ln(483\,372/363\,098)/9.41$$

$$= 0.2861/9.41$$

$$= 0.0304.$$

On obtient les valeurs de $N(10+)$ et de $N(45+)$ par additions successives des chiffres correspondants de la colonne (5), tableau 186. Dans le cas de $N(45+)$, on commence par ${}_5N_{45}$ pour remonter la colonne jusqu'à $N(75+)$. Pour $N(10+)$, le point de départ est ${}_5N_{10}$. Les valeurs ainsi obtenues sont les suivantes : $N(10+) = 423\,238$ et $N(45+) = 90\,551$. Par conséquent,

$$\rho(75) = a(75) + b(75)r(10+) + c(75)\ln(N(45+)/N(10+))$$

$$= 0.053 + 6.40(0.0304) + 0.063\ln(90\,551/423\,238)$$

$$= 0.1504$$

et

$$R(75) = \rho(75) + 5.0\sum_{y=5}^{70} {}_5r_y$$

$$= 0.1504 + 2.1561$$

$$= 2.3065.$$

On trouvera la série complète des valeurs $R(x)$ dans le tableau 186, colonne (6).

Opération 5 : réduction de la répartition par âge à une répartition de population stationnaire. On obtient alors des valeurs de ${}_5L_x^*$ pour chaque âge x en multipliant l'effectif moyen du groupe d'âge, ${}_5N_x$, par $\exp[R(x)]$. Par exemple, dans le cas du groupe d'âge 5 à 9 ans,

$${}_5L_5^* = (91\,771)\exp(0.08868) = 100\,281$$

et, dans celui du groupe d'âge 45 à 49 ans,

$${}_5L_{45}^* = (22\,989)\exp(1.23350) = 78\,926.$$

On applique exactement la même méthode à l'intervalle ouvert, sans perdre de vue que le résultat obtenu est une estimation de ${}_{\omega-A}L_A^*$, ou T_A^*. On trouvera tous les résultats de ces calculs dans le tableau 186, colonne (7).

Opération 6 : calcul des espérances de vie. L'espérance de vie à l'âge de x ans, soit e_x, est égale au nombre d'années-personne vécues à partir de l'âge x, T_x^*, divisé par le nombre de survivants jusqu'à l'âge x, l_x^*. Il est possible d'estimer la valeur de l_x^* avec une précision suffisante en calculant la moyenne des valeurs adjacentes du nombre d'années-personne vécues, c'est-à-dire ${}_5L_{x-5}^*$ et ${}_5L_x^*$. Par exemple, pour l'âge de 10 ans,

$$l^*(10) = ({}_5L_5^* + {}_5L_{10}^*)/10.0$$

$$= (100\,281 + 96\,072)/10.0 = 19\,635.$$

Il convient de préciser que, puisque 5 est la valeur la plus faible de x qui soit utilisée dans les calculs et que l'on n'obtient pas de valeur de ${}_5L_0^*$, $l^*(10)$ est la population la plus jeune dont on puisse calculer l'effectif. Il faut noter en passant que, si l'on ne cherche pas à déterminer la valeur de ${}_5L_0^*$, c'est parce que les données concernant le groupe d'âge 0 à 4 ans sont en général sérieusement faussées par les lacunes d'enregistrement et les déclarations d'âge erronées. De même, l'âge le plus élevé pour lequel on peut obtenir une valeur de $l^*(x)$ est $A-5$, dans la mesure où on ne dispose d'aucune valeur pour ${}_5L_A^*$. La série des valeurs de $l^*(x)$ est reproduite dans le tableau 186, colonne (8).

Les chiffres de la colonne des T_x^* sont calculés en appliquant la méthode cumulative aux valeurs successives de ${}_5L_x^*$, à partir de l'âge A et en descendant l'échelle des âges. Par exemple, dans le cas de 75 ans,

$$T_{75}^* = {}_{\omega-75}L_{75}^* = 83\,476$$

et, dans celui de 50 ans,

$$T_{50}^* = T_{55}^* + {}_5L_{50}^* = 328\,528 + 73\,691 = 402\,219.$$

On trouvera tous les résultats de ces calculs dans le tableau 186, colonne (9).

On procède alors au calcul de l'espérance de vie à chaque âge x, à partir de 10 ans jusqu'à 50 ans, en faisant le quotient de chaque T_x^* et de la valeur de $l^*(x)$ correspondante. Ainsi, pour $x = 10$,

$$e_{10} = T_{10}^*/l^*(10) = 1\,123\,232/19\,635 = 57.21,$$

tandis que, pour $x = 50$,

$$e_{50} = T_{50}^*/l^*(50) = 402\,219/15\,262 = 26.35.$$

On peut alors comparer les chiffres relatifs à l'espérance de vie, qui figurent dans le tableau 186, colonne (10), à ceux d'un système de tables types de mortalité. En partant de l'hypothèse formulée précédemment, selon laquelle ce sont les tables du groupe Ouest qui concordent le mieux avec la répartition par âge de la mortalité au Panama, on a trouvé par interpolation dans les tables de ce groupe le niveau de mortalité correspondant à chaque valeur de e_x pour la population féminine qui figure à la colonne (10); les résultats de ces calculs ont été reproduits à la colonne (11).

Il faut souligner ici que les cinq premières valeurs, qui concernent la tranche d'âge 10-30 ans, sont à peu près

cohérentes, le niveau moyen se situant à 17,1. Après l'âge de 25 ans, toutefois, le niveau de la mortalité s'élève régulièrement, ce qui est très probablement dû aux déclarations d'âge exagérées. Il est intéressant de comparer les résultats que donne cette méthode et ceux que l'on obtient avec la technique de projection fondée sur les valeurs cumulées et exposée à la sous-section B.4, *d*. Les similitudes entre les estimations de la mortalité indiquées dans la colonne (11) du tableau 186 et celles qui figurent à la colonne (16) du tableau 180 sont frappantes. Dans le premier cas, comme dans le second, une série de cinq estimations relativement cohérentes de la mortalité, avec un niveau moyen de 17,4 au lieu de 17,1, précède une tendance marquée du niveau à s'élever avec l'âge. Il est peut-être préférable d'appliquer la technique exposée ici, et ce pour deux raisons : d'abord, elle est d'application facile; ensuite, elle n'a pas l'inconvénient de donner des résultats selon la direction, vers l'avant ou vers l'arrière, dans laquelle on réalise la projection. Il convient toutefois de souligner que le niveau estimatif de la mortalité adulte de 17,1 qui est le plus sûr de ceux qu'indique le tableau 186, subit dans une certaine mesure les effets des déclarations d'âge exagérées que l'on a observées, puisqu'il tend à gonfler les valeurs de T_x à tous les âges.

ANNEXES

Annexe I

ÂGE MOYEN AU PREMIER MARIAGE

A. — Fondement de la méthode

L'âge moyen au premier mariage (*AMPM*) est l'âge moyen auquel les non-célibataires ont contracté un premier mariage (ou, dans la pratique, se sont mariés avant un âge limite défini à l'avance). On le calcule à partir des proportions de célibataires, c'est-à-dire de personnes qui ne se sont jamais mariées, dans chaque groupe d'âge[a]. Comme les groupes d'âge auxquels on se réfère le plus fréquemment sont les groupes d'âge quinquennaux, le procédé de calcul de l'âge moyen au premier mariage que l'on expose ici s'appuie sur des données classées en fonction de ces groupes d'âge. On part du postulat qu'aucun premier mariage n'intervient après l'âge de 50 ans ou avant celui de 15, bien qu'il soit facile d'appliquer directement le mode de calcul décrit plus loin en choisissant différents âges limites.

B. — Principes de base pour le calcul de l'âge moyen au premier mariage

1. Données requises

Pour appliquer ce procédé de calcul, il faut disposer des données suivantes :

a) L'effectif de la population âgée de 15 à 54 ans, avec classification par âge (par groupe d'âge quinquennal) et par sexe;

b) Le nombre de personnes âgées de 15 à 54 ans qui ne se sont jamais mariées, avec classification par âge (par groupe d'âge quinquennal) et par sexe.

2. Procédé de calcul

Les différentes phases du calcul à réaliser sont exposées ci-après.

Opération 1 : calcul des proportions de célibataires de l'un ou l'autre sexe. On divise le nombre des célibataires dans chaque groupe d'âge par l'effectif total de la population dans le même groupe d'âge. On désigne par $U(i)$ la proportion ainsi obtenue pour chaque groupe d'âge de $5i+10$ à $5i+14$, i variant en général de 1 à 8.

Opération 2 : calcul du nombre d'années-personne vécues dans le célibat. On fait la somme des proportions de célibataires dans les différents groupes d'âge jusqu'au groupe d'âge de 45 à 49 ans ($i=7$) et l'on multiplie le total par 5. On désigne par le symbole RS_i la quantité obtenue. Supposons que $RS_2=RS_i+15{,}0$. La quantité 15,0 est le nombre d'années-personne vécues dans le célibat depuis la naissance jusqu'à l'âge de 15 ans par la cohorte initiale considérée. Si l'on choisit un autre âge x comme âge limite inférieur pour le mariage, il suffit de remplacer 15 par x et de faire porter le calcul de RS_i sur tous les groupes d'âge, depuis le groupe x à $x+4$ (quand x est un multiple de 5) au groupe 45 à 49.

Opération 3 : estimation de la proportion de non-célibataires. On estime par la formule suivante la proportion de personnes restées célibataires à l'âge de 50 ans :

$$RN=(U(7)+U(8))/2.0 \qquad \text{(B.1)}$$

où $U(7)$ et $U(8)$ désignent respectivement la proportion de célibataires parmi les personnes âgées de 45 à 49 ans et parmi celles du groupe d'âge 50 à 54 ans. Une fois estimée la proportion de célibataires parmi les personnes âgées de 50 ans, on considère que la proportion de personnes qui se sont mariées à un moment quelconque en est exactement le complément, c'est-à-dire que

$$RM=1.0-RN. \qquad \text{(B.2)}$$

Opération 4 : calcul du nombre d'années-personne vécues par la proportion de personnes restées célibataires. Puisque l'on estime que *RN* est la proportion de personnes encore célibataires à l'âge de 50 ans, le temps total que cette proportion a passé dans le célibat est déterminé comme suit :

$$RS_3=50.0RN. \qquad \text{(B.3)}$$

Opération 5 : calcul de l'âge moyen au premier mariage. Enfin, on calcule comme suit la valeur de l'*AMPM* :

$$AMPM=(RS_2-RS_3)/RM. \qquad \text{(B.4)}$$

C'est-à-dire que la valeur de l'*AMPM* ainsi calculée est le nombre moyen d'années qu'ont passé dans le célibat les personnes qui se sont mariées avant l'âge de 50 ans. Il convient de souligner que si, strictement parlant, cette valeur n'a été calculée que pour toutes les personnes âgées de 50 ans qui sont mariées, on la considère dans presque tous les cas comme si elle s'appliquait à l'ensemble des personnes mariées, quel que soit leur âge. Deux éléments viennent à l'appui de cette pratique : d'abord, dans la plupart des populations, les premiers mariages conclus après l'âge de 50 ans sont très rares; ensuite, dans les populations pour lesquelles les données disponibles sont très incomplètes, il n'est pas rare de constater qu'après l'âge de 50 ans (et même, dans certains cas, après 45 ans), les

[a] John Hajnal, "Age at marriage and proportions marrying", *Population Studies*, vol. VII, n° 2 (novembre 1953), p. 111 à 136.

Tableau 187

POPULATION CLASSÉE PAR GROUPE D'ÂGE ET PAR SEXE ET SELON LA SITUATION MATRIMONIALE, PANAMA, 1976

Groupe d'âge (1)	Population masculine				Population féminine			
	Célibataires (2)	Non-célibataires (3)	Cas incertains (4)	Total (5)	Célibataires (6)	Non-célibataires (7)	Cas incertains (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

proportions de célibataires augmentent à mesure que l'on s'élève dans l'échelle des âges, ce qui tend à signifier que la proportion de personnes qui ont été mariées au moins une fois est plus faible parmi les cohortes plus âgées que parmi les groupes plus jeunes. Comme cette tendance semble fort improbable, on attribue en général les augmentations observées à des erreurs de déclarations. Dans ces conditions, il ne serait pas judicieux de tenir compte dans le calcul de l'*AMPM* des données relatives aux cohortes les plus âgées.

3. Exemple détaillé

Les données reproduites dans le tableau 187 ont été rassemblées à l'occasion de l'enquête démographique nationale réalisée en 1976 au Panama. Elles illustrent bien certains des problèmes qui se posent quand on se sert de chiffres réels.

D'un examen rapide du tableau 187, il apparaît que la situation matrimoniale d'une forte proportion des personnes interrogées est inconnue. Il est difficile d'expliquer cette omission dans la mesure où, *a priori*, toute personne devrait pouvoir se rappeler si elle a été mariée ou pas.

Une cause possible de malentendu tient peut-être au fait que la question "Etes-vous ou avez-vous jamais été marié(e)?" a été conçue et utilisée dans un sens large pour signifier "Vivez-vous, ou avez-vous vécu en état d'union stable?" et que, comme dans un grand nombre de pays les unions que le mariage n'est pas venu légaliser sont considérées comme socialement inacceptables, la personne interrogée qui se trouve dans une telle situation cherchera peut-être à éviter de préciser sa situation matrimoniale. Il est donc très probable que, dans la plupart des situations incertaines, il s'agissait réellement de personnes ayant été mariées à un moment ou à un autre. Mais c'est là une hypothèse impossible à confirmer tant que l'on ne dispose pas de renseignements complémentaires. Il reste que, si l'on doit se servir des données disponibles pour déterminer l'âge moyen au premier mariage, on est bien obligé de se livrer à quelques suppositions quant à la signification réelle de ces données. Comme on vient de le voir, une de ces suppositions, même si elle représente une solution extrême, revient à considérer que toutes les personnes dont on ne connaît pas la situation matrimoniale sont ou ont été mariées. Mais il est une autre possibilité, un peu moins extrême, qui consiste à supposer que, dans chaque groupe d'âge, la probabilité est la même pour les célibataires et les personnes qui sont ou ont été mariées d'être classés parmi les enquêtés dont la situation matrimoniale est inconnue (hypothèse qui serait plausible si la plupart des situations incertaines provenaient d'erreurs aléatoires intervenues pendant le traitement des données). Selon cette hypothèse, donc, la proportion de célibataires dans chaque groupe d'âge resterait la même si l'on ne tenait pas compte des cas incertains et si l'on considérait que les intéressés ont déclaré leur situation matrimoniale réelle.

Chacune de ces hypothèses implique une manière différente de calculer la proportion de célibataires dans les divers groupes d'âge et conduit à des estimations assez différentes de l'âge moyen au premier mariage. Les procédés de calcul et les résultats obtenus sont expliqués ci-après.

a) *Calcul de l'âge moyen au premier mariage sans qu'il soit tenu compte des personnes dont la situation matrimoniale n'est pas connue*

Dans le premier cas, on calcule les proportions de célibataires sans tenir compte des situations incertaines. Les résultats obtenus ont été reproduits dans le tableau 188. Puis, à partir de ces données, on calcule l'âge moyen au premier mariage par les procédés habituels.

Tableau 188

Proportions de célibataires, calculées sans tenir compte des personnes dont la situation matrimoniale n'est pas connue, Panama, 1976

Groupe d'âge (1)	*Proportions de célibataires*		
	Sexe masculin (2)	*Sexe féminin* (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) *Premier cas : population masculine (compte non tenu des situations incertaines)*

Les résultats donnés par les différentes phases du calcul sont indiqués ci-après, en ce qui concerne le premier cas :

$$RS_1 = 5.0(2.4762) = 12.381$$

$$RS_2 = RS_1 + 15.0 = 27.381$$

$$RN = (0.0893 + 0.0626)/2.0 = 0.076$$

$$RM = 0.924$$

$$RS_3 = 50.0RN = 3.798$$

$$AMPM = (RS_2 - RS_3)/RM = 25.52.$$

ii) *Deuxième cas : population féminine (compte non tenu des situations incertaines)*

Il faut préciser que les proportions de célibataires parmi la population féminine ne diminuent pas de façon régulière à mesure que l'âge augmente. C'est ainsi que la proportion de célibataires dans le groupe d'âge 45-49 est supérieure à celle qui a été observée dans le groupe 40-44. Des anomalies de ce genre s'expliquent souvent par une évolution des formes du mariage, mais le fait que la proportion de célibataires diminue de nouveau dans le groupe d'âge 50-54 permet de penser que la valeur relativement élevée enregistrée entre 45 et 49 ans s'explique, au moins en partie, par des déclarations erronées concernant l'état matrimonial, plutôt que par des changements réels des formes traditionnelles du mariage.

Par conséquent, pour calculer l'âge moyen au premier mariage dans le cas présent, on a corrigé les proportions observées de célibataires en replaçant la valeur de 0,0470 pour le groupe d'âge 45-49 par la moyenne des deux valeurs adjacentes, lesquelles sont justement les deux proportions les plus faibles de célibataires que l'on ait enregistrées. Ainsi, on a supposé que la proportion de femmes célibataires âgées de 45 à 49 ans était de 0,0324. A partir de ce postulat, on a calculé l'âge moyen au premier mariage selon la méthode habituelle. Les résultats donnés par les différentes phases du calcul sont indiqués ci-après :

$$RS_1 = 5.0(1.584) = 7.92$$

$$RS_2 = 7.92 + 15.0 = 22.92$$

$$RN = (0.0324 + 0.0323)/2.0 = 0.0324$$

$$RM = 0.9677$$

$$RS_3 = 50.0(0.0324) = 1.62$$

$$AMPM = (RS_2 - RS_3)/RM = 22.01.$$

Il est intéressant de constater que, si l'on avait utilisé les données observées, sans les corriger, la valeur de l'*AMPM* aurait été 21,38, valeur très proche de celle que l'on a obtenue par les calculs exposés ci-dessus.

b) *Calcul de l'âge moyen au premier mariage en supposant que ceux dont on ignore la situation matrimoniale sont des non-célibataires*

On calcule ensuite les valeurs de l'*AMPM* en partant de l'hypothèse que les personnes dont la situation matrimoniale n'est pas connue appartiennent, en réalité, à la catégorie des non-célibataires. Les proportions de célibataires obtenues de cette façon sont indiquées dans le tableau 189. Les différentes phases du calcul permettant d'obtenir la valeur finale de l'*AMPM* sont exposées de façon succincte au sujet des troisième et quatrième cas.

i) *Troisième cas : population masculine (les personnes dont la situation matrimoniale n'est pas connue étant considérées comme des non-célibataires)*

Les résultats obtenus pour le troisième cas sont les suivants :

$$RS_2 = 5.0(2.416) + 15.0 = 27.08$$

$$RS_3 = 50.0[(0.0783 + 0.0542)/2.0] = 50.0(0.0663) = 3.3125$$

$$AMPM = (RS_2 - RS_3)/0.9337 = 25.45.$$

ii) *Quatrième cas : population féminine (les personnes dont la situation matrimoniale n'est pas connue étant considérées comme des non-célibataires)*

Ici encore, on a corrigé l'anomalie constatée dans le groupe d'âge 45-49 en remplaçant la proportion de célibataires qui a été observée, $U(7)$ (0,0441), par la moyenne des proportions correspondant aux groupes d'âge adjacents (soit 0,0305). Les calculs réalisés sont brièvement exposés ci-après.

$$RS_2 = 5.0(1.5605) + 15.0 = 22.80$$

$$RS_3 = 50.0(0.0302) = 1.51$$

$$AMPM = (RS_2 - RS_3)/0.9698 = 21.95.$$

c) *Observations sur l'exemple détaillé*

Les estimations de l'*AMPM* que l'on a obtenues en partant de l'hypothèse que toutes les personnes dont la situation matrimoniale n'était pas connue étaient, en réalité, des non-célibataires, sont très voisines de celles que l'on a calculées un peu avant en décidant de ne pas tenir compte de ces situations incertaines. Cette similitude s'explique par le fait que le nombre d'enquêtés dont la situation matrimoniale n'est pas connue ne représente qu'une faible proportion de l'effectif total de la population sur laquelle a porté l'enquête et du nombre total de ceux dont on connaît l'état matrimonial. Toutefois, et bien que les estimations obtenues soient très voisines, il reste à choisir celle qu'il convient d'utiliser si l'on veut pousser l'analyse plus avant. Si l'on ne disposait d'aucun autre renseignement au sujet de l'enquête dont il est question ici, il serait judicieux d'éviter les hypothèses extrêmes et, par conséquent, de considérer comme étant représentatives les estimations de l'*AMPM* calculées sans tenir compte des situations incertaines.

Mais, dans ce cas précis, ce sont les estimations fondées sur l'hypothèse extrême qui se rapprochent le plus de la réalité. D'ailleurs, étant donné que la question posée était la suivante : "A quelle date vous êtes-vous marié(e) ou avez-vous commencé à vivre en état d'union stable pour la première fois?" et qu'elle était conçue pour permettre de déterminer à la fois la situation matrimoniale et le temps écoulé depuis la première union, toutes les personnes qui se sont trouvées dans l'impossibilité de préciser la date de leur premier mariage ont été classées parmi celles dont la situation était incertaine, une expression qui, dans ce contexte, signifie "durée de l'union inconnue", plutôt que "situation matrimoniale inconnue".

Cet exemple illustre de façon éloquente le point suivant : trop souvent les tables et les tableaux ne fournissent pas assez de renseignements sur les données qu'ils contiennent. Or, si l'on veut évaluer correctement la signification réelle de ces données, il est très important de savoir comment elles ont été obtenues et de quelles manières elles ont été traitées avant d'être intégrées dans une table ou un tableau. En l'absence de ces renseignements supplémentaires, l'interprétation des données risque fort d'être entachée d'erreurs.

Tableau 189

PROPORTIONS DE CÉLIBATAIRES, CALCULÉES EN SUPPOSANT QUE LES PERSONNES DONT LA SITUATION MATRIMONIALE N'EST PAS CONNUE SONT EN RÉALITÉ DES NON-CÉLIBATAIRES, PANAMA, 1976

Groupe d'âge (1)	*Proportions de célibataires*		
	Sexe masculin (2)	*Sexe féminin* (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	

C. — Nécessité de se référer à des cohortes hypothétiques

En toute logique, l'âge moyen au premier mariage est une mesure qui devrait se référer à la situation en matière de nuptialité à l'intérieur d'une cohorte d'âge. Dans la pratique toutefois, il est rare que l'on dispose de données sur la nuptialité parmi les cohortes d'âge. Les données disponibles se réfèrent en général aux proportions de célibataires observées dans une population donnée à un ou deux moments précis dans le temps, et, quand ces proportions concernent un groupe représentatif de la population considérée, on peut concevoir que, si les structures de la nuptialité ont changé, la proportion de célibataires âgés de 30 ans doit être plus faible, par exemple, que la proportion de ceux qui sont âgés de 40 ans, situation que l'on ne retrouve jamais parmi les membres d'une même cohorte d'âge. Par conséquent, quand les structures de la nuptialité évoluent rapidement, il ne faut pas calculer directement l'âge moyen au premier mariage en se basant directement sur la répartition en fonction de la situation matrimoniale et de l'âge observée à l'occasion d'un seul recensement ou d'une seule enquête. Avant de calculer la valeur de l'*AMPM*, il importe de déterminer les proportions de célibataires dans une cohorte hypothétique soumise aux taux de nuptialité observés entre deux recensements ou deux enquêtes.

1. PROCÉDÉ DE CALCUL

Les phases déterminantes du calcul sont les mêmes que celles qui ont été décrites précédemment, à ceci près que l'on doit, avant d'entreprendre le calcul du nombre d'années-personne vécues, déterminer la répartition selon la situation matrimoniale des membres d'une cohorte hypothétique. On se bornera donc à exposer ici les opérations qui diffèrent de celles que l'on a déjà décrites à la sous-section B.2.

Opération 1 : calcul des proportions de célibataires dans une cohorte hypothétique à deux moments distants de 5 ou 10 ans. On calcule les proportions de célibataires dans chaque groupe d'âge i et au moment j en divisant le nombre total de célibataires par l'effectif total de la population dans le groupe d'âge considéré, corrigé le cas échéant pour tenir compte des cas incertains. On désigne par $U(i, j)$ les proportions ainsi calculées.

Opération 2 : calcul des proportions de célibataires dans une cohorte hypothétique à laquelle on a appliqué les taux de nuptialité des célibataires observés entre les deux enquêtes. On commence par désigner par le symbole $U(i, s)$ la proportion de célibataires dans le groupe d'âge i de la cohorte hypothétique. Quand la période séparant les deux enquêtes est de 5 ans, on utilise les équations (C.1) et (C.2) pour calculer les valeurs de $U(i, s)$; mais, quand cette période est de 10 ans, on applique alors les équations (C.3), (C.4) et (C.5). Pour les groupes d'âge 20-24 et au-delà, $i = 2, \ldots, 8$,

$$U(i,s) = U(i-1,s)U(i,2)/U(i-1,1). \qquad \text{(C.1)}$$

Dans le cas du groupe d'âge 15-19, pour lequel $i = 1$,

$$U(1,s) = U(1,2). \qquad \text{(C.2)}$$

Il faut préciser que, dans l'équation (C.1), les valeurs $U(i, 2)$ et $U(i - 1, 1)$ se réfèrent à la même cohorte de naissance, ce qui fait de leur quotient une sorte de taux de survie du célibat dans cette cohorte. Quand on applique ce taux de survie à la valeur hypothétique obtenue précédemment, $U(i - 1, s)$, il la transforme, conformément à l'évolution observée, en proportion de célibataires au cours de la période séparant les deux enquêtes.

Quand les deux enquêtes sont séparées par une période de 10 ans au lieu de 5, il est quand même possible de calculer les proportions de célibataires dans une cohorte hypothétique. En l'occurrence,

$$U(i,s) = U(i-2,s)U(i,2)/U(i-2,1). \qquad \text{(C.3)}$$

pour les valeurs de i allant de 3 (groupe d'âge 25-29) à 8 (groupe d'âge 50-54). Dans le cas où i est égal à 1 ou 2, c'est-à-dire pour les groupes d'âge 15-19 et 20-24, on calcule $U(i, s)$ comme la proportion moyenne de célibataires au moment des deux recensements ou enquêtes :

$$U(1, s) = 0.5(U(1, 1) + U(1, 2)) \qquad (C.4)$$

et

$$U(2, s) = 0.5(U(2, 1) + U(2, 2)). \qquad (C.5)$$

Opérations 3 à 6. Calcul de l'âge moyen au premier mariage à partir des proportions de célibataires dans une cohorte hypothétique. Quand on a calculé les proportions de célibataires, $U(i, s)$, on détermine la valeur de l'*AMPM* en appliquant exactement la même méthode que celle qui a été décrite dans la sous-section B.2, opérations 2 à 5.

2. Premier exemple détaillé

On trouve, dans le tableau 190, les données relatives à la population féminine japonaise, rassemblées à l'occasion des énumérations réalisées respectivement en 1955 ($j = 1$) et en 1960 ($j = 2$). Ce tableau montre comment on se sert des données ainsi obtenues pour estimer les proportions de célibataires dans une cohorte hypothétique et la colonne (6) reproduit la série des valeurs de $U(i, s)$ obtenues de cette façon. Lors des phases décrites ci-après dans leurs grandes lignes, ces valeurs servent à calculer une valeur estimative moyenne de l'*AMPM* pour la période 1955-1960.

Opération 1 : calcul des proportions de célibataires à chacun des deux recensements. Cette opération n'est pas nécessaire puisque, dans le cas présent, on trouve déjà les valeurs de $U(i, j)$ présentées, sous la forme voulue, dans les colonnes (3) et (4) du tableau 190.

Opération 2 : calcul des proportions de célibataires dans une cohorte hypothétique à laquelle on a appliqué les taux de nuptialité des célibataires observés entre les deux enquêtes. Dans le cas présent, la période séparant les deux enquêtes est de 5 ans, de sorte que ce sont les équations (C.1) et (C.2) que l'on utilise pour calculer $U(i, s)$. Pour le groupe d'âge 15-19 ans, donc pour $i = 1$,

$$U(1, s) = U(1, 2) = 0.987.$$

Pour les groupes d'âge qui suivent, on multiplie chaque valeur de $U(i - 1, s)$ par les rapports $U(i, 2)/U(i - 1, 1)$. La colonne (5) du tableau 190 donne les valeurs de ces rapports pour chaque valeur de i. Par exemple, dans le cas de $i = 2$,

$$U(2, s) = U(1, s)U(2, 2)/U(1, 1)$$

$$= U(1, s)(0.648/0.983)$$

$$= (0.987)(0.659) = 0.650.$$

On trouve tous les résultats de ces calculs dans la colonne (6) du tableau 190.

Opération 3 : calcul du nombre d'années-personne vécues dans le célibat. La somme des sept premières valeurs de $U(i, s)$ donne 2,111, de sorte que

$$RS_2 = 5.0(2.111) = 10.555.$$

Il convient de préciser que la valeur de $U(8, s)$ pour le groupe d'âge 50-54 n'a pas été incluse dans ce total. Ainsi, le nombre d'années-personne recherché est le suivant :

$$RS_3 = 15.0 + RS_2 = 25.555.$$

Opération 4 : calcul de la proportion de personnes quittant le célibat. La proportion de ceux qui restent célibataires étant de

$$RN = (0.045 + 0.045)/2.0 = 0.045,$$

celle des personnes quittant le célibat est égale à

$$RM = 1.0 - 0.045 = 0.955.$$

Opération 5 : calcul du nombre d'années-personne vécues par les personnes qui restent célibataires. On calcule ce nombre de la façon suivante :

$$RS_3 = 50.0RN = 50.0(0.045) = 2.25.$$

Opération 6 : calcul de l'âge moyen au premier mariage. On calcule comme suit la valeur de l'*AMPM* :

$$AMPM = (RS_2 - RS_3)/RM = (25.555 - 2.25)/0.955 = 24.40.$$

Il est intéressant de faire ici la comparaison entre la valeur de l'*AMPM* telle qu'elle a été estimée pour la période intercensitaire (24, 40 ans) et les deux valeurs que l'on aurait obtenues en se référant à chacune des deux enquêtes séparément. Si l'on se reporte aux proportions de célibataires qui sont indiquées dans les colonnes (3) et (4) du tableau 190, on constate que la valeur de l'*AMPM* était de 24,74 ans en 1955, tandis qu'elle était de 24,79 ans en 1960. Par conséquent, et bien que la différence soit relativement faible, l'estimation portant sur la période intercensitaire est plus basse que celles qui ont été observées au début et à la fin de cette période. D'une façon générale, ce résultat signifie que, d'après les taux de nuptialité des célibataires observés pendant la période intercensitaire, les femmes se marieraient légèrement plus jeunes que ne semblent l'indiquer les données relatives à la nuptialité effective dans la cohorte, sans distinction de sexe, à un moment quelconque dans le temps.

Tableau 190

Proportions de célibataires du sexe féminin, 1955 et 1960, et proportions estimatives de célibataires dans une cohorte hypothétique pendant la période séparant deux enquêtes, Japon.

Groupe d'âge (1)	Indice i (2)	Proportions de célibataires		Rapport des proportions de célibataires observées lors des deux enquêtes $U(i, 2)/U(i-1, 1)$ (5)	Proportion de célibataires dans la cohorte hypothétique $U(i, s)$ (6)
		1955 (3)	1960 (4)		
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] Valeur supposée.

Il reste que la différence observée est si faible que, dans ce cas du moins, c'est la similitude des diverses estimations qu'il convient de souligner, et le fait que, d'après ces mêmes estimations, l'âge moyen au premier mariage est resté à peu près constant au Japon pendant la période 1955-1960.

3. Deuxième exemple détaillé

Le tableau 191 donne les données relatives à la population féminine tunisienne, qui ont été rassemblées à l'occasion du dénombrement de 1966 ($j = 1$), et fait l'objet de nouvelles estimations en 1976, sur la base du recensement de 1975 ($j = 2$). Il montre comment ces données ont été exploitées pour estimer les proportions de célibataires dans une cohorte hypothétique. La colonne (6) indique la série des valeurs de $U(i, s)$ qui résultent de ces calculs. Les phases du calcul exposées ci-après illustrent la manière dont ces données sont utilisées pour estimer une valeur moyenne de l'*AMPM* pour la période 1966-1976.

Opération 1 : calcul des proportions de célibataires. Dans le cas présent, les valeurs de $U(i, j)$ sont déjà présentées sous une forme appropriée dans les colonnes (3) et (4) du tableau 191. Par conséquent, cette opération est inutile.

Opération 2 : calcul des proportions de célibataires dans une cohorte hypothétique à laquelle on a appliqué les taux de nuptialité des célibataires observés pendant la période intercensitaire. Bien que la période intercensitaire n'ait duré que 9 ans en Tunisie, on a corrigé les données de base de façon qu'elles portent sur une période de 10 années. On peut donc se servir des équations (C.3), (C.4) et (C.5) pour calculer $U(i, s)$. Par exemple, dans le cas du groupe d'âge 15-19 ans, pour lequel $i = 1$,

$$U(1, s) = 0.5(U(1, 1) + U(1, 2)) = 0.5(0.810 + 0.887) = 0.848;$$

et dans celui du groupe d'âge 20-24 ans, pour lequel $i = 2$,

$$U(2, s) = 0.5(U(2, 1) + U(2, 2)) = 0.5(0.270 + 0.473) = 0.372.$$

Pour les groupes d'âge suivants, on multiplie chaque valeur de $U(i - 2, s)$ par le rapport $U(i, 2)/U(i - 2, 1)$. La valeur de ces rapports pour chaque valeur de i est indiquée à la colonne (5) du tableau 191. Par exemple, dans le cas de $i = 3$,

$$U(3, s) = U(1, s)U(3, 2)/U(1, 1)$$

$$= U(1, s)(0.158/0.810)$$

$$= (0.848)(0.195) = 0.165.$$

On trouvera les résultats complets de ce calcul à la colonne (6) du tableau 191.

Opération 3 : calcul du nombre d'années-personne vécues dans le célibat. Comme la somme des sept premières valeurs de $U(i, s)$ donne 1,568, on obtient

$$RS_2 = 5.0(1.568) = 7.840.$$

Il faut souligner ici que la valeur de $U(8, s)$ pour le groupe d'âge 50-54 n'a pas été prise en compte dans le calcul. Par conséquent, le nombre d'années-personne recherché est :

$$RS_3 = 15.0 + RS_2 = 22.840.$$

Opération 4 : calcul de la proportion de non-célibataires. On estime comme suit la proportion de personnes encore célibataires à l'âge de 50 ans :

$$RN = (0.031 + 0.028)/2.0 = 0.0295.$$

Par conséquent, la proportion de non-célibataires à l'âge de 50 ans est :

$$RM = 1.0 - 0.0295 = 0.9705.$$

Opération 5 : calcul du nombre d'années-personne vécues par ceux qui sont encore célibataires à l'âge de 50 ans. On obtient cette valeur comme suit :

$$RS_3 = 50.0RN = 50.0(0.0295) = 1.475.$$

Opération 6 : calcul de l'âge moyen au premier mariage. On obtient comme suit la valeur de l'*AMPM* :

$$AMPM = (RS_2 - RS_3)/RM = (22.840 - 1.475)/0.9705 = 22.01.$$

Si l'on compare cette valeur de l'*AMPM* avec les estimations que l'on aurait obtenues en utilisant les données enregistrées au début et à la fin de la période considérée (soit 20,88 années en 1966 et 22,71 années en 1976), on constate que la valeur intercensitaire de l'*AMPM* est supérieure à la moyenne des estimations calculées en début et en fin de période. Ce résultat semble indiquer que les taux de nuptialité des célibataires ont diminué fortement et assez rapidement en Tunisie au cours de la période 1966-1976.

Tableau 191

Proportions de célibataires du sexe féminin, 1966 et 1976, et proportions estimatives de célibataires dans une cohorte intercensitaire hypothétique, Tunisie

Groupe d'âge (1)	Indice i (2)	Proportions de célibataires 1966 (3)	Proportions de célibataires 1976 (4)	Rapport des proportions de célibataires observées lors des deux recensements $U(i, 2)/U(i-2, 1)$ (5)	Proportion de célibataires dans la cohorte hypothétique $U(i, s)$ (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

Sources : Pour les proportions de célibataires en 1966, le recensement de la population de 1966; pour les proportions de célibataires en 1976, estimations calculées à partir des données du recensement de 1975 par M. Baraket, dans l'étude *Evolution récente de la nuptialité et de la fécondité en Tunisie* (Tunis, Office national du planning familial et de la population, mai 1977).

[a] Valeur supposée la même que pour le groupe d'âge 45-49.

Annexe II

MÉTHODE EL-BADRY DE CORRECTION DES DONNÉES RELATIVES AUX ENFANTS NÉS VIVANTS

A. — Fondement de la méthode

Au cours du rassemblement ou du traitement des données relatives aux enfants nés vivants, il arrive qu'une erreur intervienne qui consiste à classer les femmes de parité zéro parmi les femmes dont la parité n'est pas connue. Cette erreur s'explique souvent par le manque de précision des enquêteurs quand ils prennent note des réponses pendant l'interrogatoire. Par exemple, un manque évident de précision consiste à se servir d'un tiret (–) pour indiquer soit que l'on n'a pas obtenu de renseignements quant à la parité d'une femme, soit que cette dernière a déclaré ne pas avoir eu d'enfant. Quand des erreurs de ce type se reproduisent avec une fréquence relativement grande, elles risquent de compromettre la validité de l'ensemble des données relatives aux enfants nés vivants, surtout quand ces renseignements doivent servir à estimer la fécondité de façon indirecte en appliquant une quelconque des méthodes exposées au chapitre II. Chaque fois qu'une forte proportion de femmes sans enfants (nullipares) sont classées par erreur dans la catégorie de celles dont la parité n'a pas été déclarée, l'exclusion de ces femmes du dénominateur au moment du calcul des parités moyennes par âge conduit à surestimer la parité moyenne, en particulier aux âges les plus jeunes. Si, au contraire, on tient compte dans ce calcul des femmes de parité non déclarée, le dénominateur est élevé, ce qui conduit à sous-estimer les parités moyennes réelles.

En 1961, El-Badry[a] a proposé une méthode permettant d'estimer la proportion de femmes appartenant à la catégorie parité non déclarée qui auraient dû être classées comme nullipares. Cette méthode est fondée sur la corrélation étroite qui a été observée entre les proportions de femmes sans enfants et les proportions de femmes classées dans la catégorie parité non déclarée, surtout quand on ne considère que les quatre ou cinq premiers groupes d'âge quinquennaux.

La méthode El-Badry est fondée sur un modèle très simple. Si l'on pose que $Z^*(i)$ représente la proportion réelle de femmes sans enfants dans le groupe d'âge i et $NS(i)$ la proportion déclarée de femmes classées dans la catégorie parité non déclarée dans le même groupe d'âge, on peut présumer que la relation ci-après est applicable :

$$NS(i)=\alpha Z^*(i)+\beta \qquad \text{(A.1)}$$

où α désigne la proportion de femmes réellement nullipares qui ont été classées par erreur dans la catégorie parité non déclarée et β est le niveau réel constant des parités non déclarées. On estime que, dans chaque enquête, un certain nombre de femmes sont nécessairement classées comme n'ayant pas déclaré leur parité, même si l'erreur de classification dont il est question ici ne s'est pas produite. D'une façon générale, il s'agit de femmes qui n'étaient pas présentes au moment de l'interrogatoire et dont l'enquêté choisi ignorait si elles avaient donné naissance à des enfants vivants et à combien. Puisqu'une proportion égale à $\alpha Z^*(i)$ de femmes sans enfants a été classée dans la mauvaise catégorie, la proportion déclarée dans le groupe d'âge i, soit $Z(i)$, doit être égale à

$$Z(i)=(1.0-\alpha)Z^*(i) \qquad \text{(A.2)}$$

ou

$$Z^*(i)=Z(i)/(1.0-\alpha). \qquad \text{(A.3)}$$

Si l'on remplace l'équation (A.3) dans l'équation (A.1), on constate que

$$NS(i)=[\alpha/(1.0-\alpha)]Z(i)+\beta \qquad \text{(A.4)}$$

ou

$$NS(i)=\gamma Z(i)+\beta \qquad \text{(A.5)}$$

où $\gamma = \alpha/(1,0 - \alpha)$. L'équation (A.5) donne à penser qu'une méthode existe pour estimer la valeur réelle de $Z^*(i)$: elle consiste à ajuster une droite aux points représentatifs $[Z(i), NS(i)]$ et, de là, à estimer α et β. Alors, la proportion réelle de femmes sans enfants s'exprime comme suit :

$$Z^*(i)=Z(i)+(NS(i)-\beta), \qquad \text{(A.6)}$$

et l'on peut obtenir une estimation de l'erreur concernant la parité zéro, α, par la relation

Il convient de souligner que, même si l'équation (A.6) est, d'un point de vue algébrique, l'équivalent de

$$Z^*(i)=(1.0+\gamma)Z(i), \qquad \text{(A.8)}$$

les équations (A.8) et (A.6) peuvent (et c'est généralement le cas) donner des résultats légèrement différents dans la pratique, car il est très rare que l'ajustement de la droite soit parfait. Dans ie cas de la catégorie zéro, il est recommandé d'utiliser pour l'ajustement l'équation (A.6).

Dans la plupart des cas, quand il s'agit d'obtenir la meilleure estimation possible des parités moyennes par groupe d'âge des femmes, il n'est pas indispensable d'ajuster la catégorie de la parité zéro, mais il faut connaître le niveau réel de non-réponse. Quand on a calculé la valeur de β, c'est-à-dire une estimation de ce niveau, on peut obtenir l'effectif de la population féminine, qui servira de dénominateur au moment du calcul des parités moyennes par groupe d'âge, en multipliant par le facteur $(1,0 - \beta)$ l'effectif de la population féminine déclarée dans chaque groupe d'âge. Ainsi, il arrive fréquemment que le résultat que l'on attend de la méthode de correction El-Badry se résume à une simple valeur de β, obtenue par ajustement de l'équation (A.5).

En conclusion, il faut préciser que l'on doit appliquer des procédés de calcul légèrement différents selon que les données relatives aux enfants nés vivants se réfèrent à l'ensemble des femmes ou seulement aux femmes non célibataires. C'est pourquoi on présente, dans les sections qui suivent, deux descriptions détaillées du procédé de calcul à appliquer. Il est également utile de préciser dès à présent que, dans tous les exposés présentés par la suite, l'indice i sert à désigner le groupe d'âge $5i + 10$ à $5i + 14$.

B. — Données requises

Pour appliquer cette méthode, il faut disposer des données suivantes :

a) Le nombre de femmes dans la catégorie de parité zéro (c'est-à-dire de femmes sans enfants), classées par groupe d'âge quinquennal;

b) Le nombre de femmes dans la catégorie "parité non déclarée", classées par groupe d'âge quinquennal;

c) Le nombre total de femmes, classées par groupe d'âge quinquennal. Il convient toutefois de préciser que, quand la question relative à la

[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, n° 296 (décembre 1961), p. 909 à 924.

parité a été posée aux seules femmes non célibataires, les données requises comprennent à la fois le nombre total de femmes et le nombre total de femmes non célibataires dans chaque groupe d'âge quinquennal (15-49).

C. — Données relatives aux enfants nés vivants et se référant à toutes les femmes

1. Procédé de calcul

Les différentes phases du procédé de calcul sont exposées ci-après.

Opération 1 : calcul des proportions de femmes dont la parité n'a pas été déclarée. Si l'on désigne par $FP(i)$ l'effectif total des femmes dans le groupe d'âge i et par $FNS(i)$ le nombre de femmes dont la parité n'a pas été déclarée et qui appartiennent au groupe d'âge i, la proportion de femmes dont la parité n'a pas été déclarée est calculée comme suit :

$$NS(i) = FNS(i)/FP(i). \qquad \text{(C.1)}$$

Opération 2 : calcul des proportions de femmes nullipares. Si l'on pose que $FZ(i)$ est le nombre déclaré de femmes sans enfants dans le groupe d'âge i, et que la définition de $FP(i)$ reste la même que dans le paragraphe précédent, on calcule comme suit la proportion de femmes sans enfants :

$$Z(i) = FZ(i)/FP(i). \qquad \text{(C.2)}$$

Opération 3 : estimation des paramètres linéaires γ *et* β. Une fois que l'on a calculé les proportions de femmes de parité inconnue et de femmes nullipares, il faut déterminer sur un graphique les points représentatifs de la fonction $[Z(i), NS(i)]$. S'ils sont disposés plus ou moins le long d'une droite, cette méthode d'ajustement se justifie. Si ce n'est pas le cas, aucun ajustement n'est possible, et l'analyste serait bien avisé d'inclure dans le dénominateur toutes les femmes de parité non déclarée quand il calcule les parités moyennes. Il est bien évident que, quand la proportion de femmes de parité inconnue est faible dans chacun des groupes d'âge, le fait qu'elles soient incluses ou non dans le dénominateur ne devrait pas introduire d'erreurs systématiques graves dans les valeurs des parités moyennes.

Quand les points représentatifs se situent approximativement le long d'une droite, il faut calculer les valeurs des paramètres de celle-ci. Il est recommandé de ne prendre en considération que les points qui correspondent aux quatre ou cinq premiers groupes d'âge et, pour estimer les paramètres de la ligne droite au plus près de laquelle ils se situent, il convient de répartir les points sélectionnés en deux groupes d'importance égale en fonction de leur valeur portée en abscisse (en faisant figurer, si cela s'impose, le point médian dans les deux groupes) et de calculer la moyenne des valeurs des abscisses et des ordonnées pour chacun des groupes. Les paramètres de la droite qui passe au plus près de ces points moyens représentent des estimations des valeurs de γ et de β que l'on cherche à obtenir. L'application de ce procédé est expliquée de façon plus précise dans l'exemple détaillé dont il sera question plus loin.

Quand les points sont relativement bien alignés, on peut évidemment aussi estimer les paramètres γ et β en appliquant la méthode des moindres carrés, méthode qui donne peut-être les résultats les plus précis. Pour une description de cette méthode d'ajustement d'une droite, se reporter au chapitre V, sous-section C.4.

Opération 4 : calcul des proportions réelles de femmes nullipares. Comme l'équation (A.6) le montre, la proportion réelle de femmes nullipares, $Z^*(i)$, est égale à la somme de la proportion déclarée de femmes nullipares, $Z(i)$, et de l'écart de la proportion déclarée de femmes de parité inconnue par rapport au niveau estimatif constant, soit $(NS(i) - \beta)$. Par conséquent, une fois connue la valeur de β, l'estimation de $Z^*(i)$ se fait par un calcul direct. Et quand on a calculé les valeurs de $Z^*(i)$, on peut obtenir le nombre réel de femmes infécondes, $FZ^*(i)$, en faisant le produit de chacune de ces valeurs et de l'effectif déclaré de la population féminine du groupe d'âge i, soit $FP(i)$. Ce sont les valeurs de $FZ^*(i)$ obtenues de cette façon que l'on doit employer quand on cherche à obtenir une estimation de la fécondité à partir des données relatives aux premières naissances (voir le chapitre II, sous-section B.3).

Opération 5 : calcul des dénominateurs pour l'estimation des parités moyennes. Si l'on pose que $FP^*(i)$ désigne le nombre de femmes dont on suppose la parité connue après l'estimation de la proportion réelle de femmes sans enfants, on obtient alors

$$FP^*(i) = (1.0 - \beta)FP(i) \qquad \text{(C.3)}$$

puisque, selon le modèle présenté jusqu'ici, le niveau réel de non-réponse est la valeur estimative de β. Quand on se sert des données relatives aux enfants nés vivants pour estimer la fécondité de façon indirecte par les méthodes décrites au chapitre II ou pour estimer la mortalité juvénile par les méthodes exposées au chapitre III, on doit calculer la parité moyenne des femmes du groupe d'âge i en remplaçant comme dénominateur le nombre déclaré, $FP(i)$, par $FP^*(i)$.

2. Exemple détaillé

Le recensement réalisé en juillet 1972 au Pérou a permis d'obtenir de toutes les femmes des renseignements concernant le nombre d'enfants vivants qu'elles avaient mis au monde, et les données nécessaires à l'application de la méthode El-Badry ont pu ainsi être publiées. Elles sont reproduites dans le tableau 192.

Un examen rapide des chiffres publiés [ceux qui figurent dans les colonnes (3), (4) et (5)] fait apparaître qu'une proportion très élevée des femmes dans chacun des groupes d'âge ont été classées dans la catégorie parité non déclarée. Mais un fait est particulièrement frappant : le nombre de femmes de cette catégorie est plus élevé dans le groupe d'âge 15-19 ans que celui des femmes n'ayant pas eu d'enfants. Il semble que ces diverses observations soient compatibles avec l'existence d'une erreur de classification dans la parité zéro comme celle dont il a été question dans la section A. Il faut donc tenter un ajustement en appliquant la méthode El-Badry.

Opération 1 : calcul de la proportion de femmes de parité non déclarée. D'après l'équation (C.1), la proportion de femmes du groupe d'âge i dont la parité n'est pas connue, désignée par $NS(i)$, est tout simplement le quotient du nombre de femmes de ce groupe d'âge qui appartiennent à cette catégorie et de l'effectif total de la population féminine dans le même groupe. Par conséquent, on obtient la valeur de $NS(i)$ en divisant chacun des chiffres de la colonne (5) [femmes de parité incon-

Tableau 192

POPULATION FÉMININE CLASSÉE EN FONCTION DES RÉPONSES À LA QUESTION CONCERNANT LES ENFANTS NÉS VIVANTS, PÉROU, 1972

		Proportion			Proportion	
Groupe d'âge (1)	Indice i (2)	Total FP(i) (3)	Femmes nullipares FZ(i) (4)	Parité non déclarée FNS(i) (5)	Femmes nullipares Z(i) (6)	Parité non déclarée 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

nue] par celui qui lui correspond dans la colonne (3) [effectif de la population féminine] du tableau 192. Par exemple, dans le cas du groupe d'âge 20-24 ans,

$$NS(2) = 198.3/578.6 = 0.3427.$$

La série complète des valeurs de $NS(i)$ figure dans la colonne (7) du tableau 192.

Opération 2 : calcul des proportions de femmes nullipares. D'après l'équation (C.2), on obtient la proportion de femmes sans enfants dans chaque groupe d'âge, $Z(i)$, en divisant le nombre de femmes sans enfants [colonne (4) du tableau 192] par l'effectif total de femmes dans le même groupe d'âge [colonne (3) du même tableau]. Par exemple,

$$Z(3) = 51.1/471.5 = 0.1084.$$

La série complète des valeurs de $Z(i)$ figure dans la colonne (6) du tableau 192.

Opération 3 : estimation des paramètres linéaires β *et* γ. La figure 24 montre la courbe ajustée à la série des cinq premiers points représentatifs $[Z(i), NS(i)]$ dont les valeurs ont été calculées pendant les opérations précédentes. Les valeurs de $Z(i)$ ont été portées sur l'axe des abscisses et celles de $NS(i)$ sur celui des ordonnées. Même si, pour placer ces points, on s'est référé à une échelle assez large, ils n'en forment pas moins une courbe relativement linéaire. Le point qui se situe le plus à droite (et qui correspond au groupe d'âge 15-19 ans) est celui qui s'écarte le plus visiblement de la tendance linéaire définie par les autres. Mais, étant donné son importance (c'est dans ce groupe d'âge que la proportion de femmes nullipares est la plus forte), on doit en tenir compte dans les calculs qui conduisent au choix de la droite la mieux ajustée.

Deux méthodes d'ajustement sont donc proposées ici. Dans le cas de la première, fondée sur les moyennes de groupe, les points représentatifs des valeurs de $[Z(i), NS(i)]$ sont divisés en deux groupes, comprenant trois points chacun. Le tableau 192 montre cette répartition, ainsi que les moyennes pour chaque groupe. A partir de ces valeurs moyennes, on estime le paramètre γ de la façon suivante :

$$\gamma_1 = (\overline{NS}_2 - \overline{NS}_1)/(\overline{Z}_2 - \overline{Z}_1)$$

$$= (0.1459 - 0.3645)/(0.0800 - 0.2193) = 1.5693.$$

On calcule alors la valeur de β :

$$\beta_1 = 0.1459 - (1.5693)(0.0800) = 0.0204.$$

La droite dont les paramètres sont γ et β est représentée par la ligne moyenne dans la figure 24.

A titre d'illustration, on ajuste une autre ligne en se servant de la méthode des moindres carrés. Dans ce cas, les valeurs des paramètres γ et β sont représentées graphiquement à partir des équations suivantes :

$$\gamma_2 = [\sum_{i=1}^{I} (z(i) - \overline{Z})(NS(i) - \overline{NS})]/[\sum_{i=1}^{I} (Z(i) - \overline{Z})^2] \qquad (C.4)$$

et

$$\beta_2 = \overline{NS} - \gamma_2 \overline{Z} \qquad (C.5)$$

où $\overline{Z}$ et $\overline{NS}$ désignent respectivement les moyennes des proportions déclarées de femmes sans enfants et de celles dont la parité n'est pas connue.

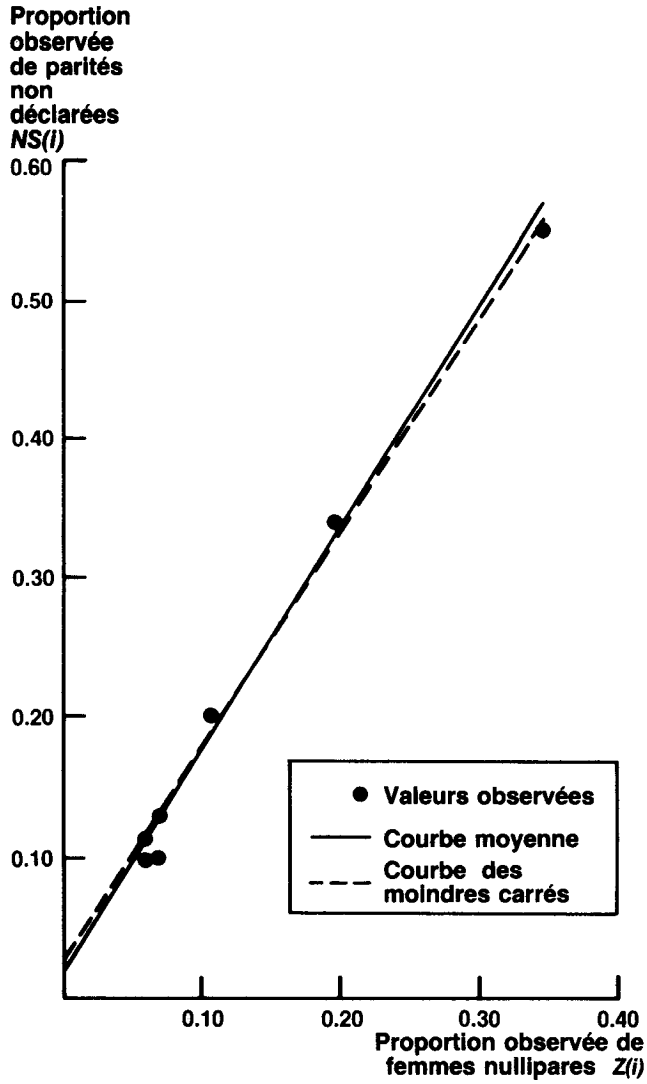
Les calculs nécessaires pour estimer γ_2 et β_2 ne sont pas décrits en détail. On n'indique ici que les résultats intermédiaires les plus importants. Il convient de souligner que, dans le cas présent, seuls les cinq premiers groupes d'âge sont pris en considération :

$$\overline{Z} = 0.1579 \quad \text{et} \quad \overline{NS} = 0.2666$$

$$\sum_{i=1}^{5} (Z(i) - \overline{Z})(NS(i) - \overline{NS}) = 0.0880$$

$$\sum_{i=1}^{5} (Z(i) - \overline{Z})^2 = 0.0572,$$

Figure 24. — Estimation du niveau réel de non-réponse concernant les enfants nés vivants, Pérou, 1972



Source : D'après les données reproduites dans le tableau 192.

Tableau 193

AJUSTEMENT D'UNE DROITE PAR LA MÉTHODE DES MOYENNES DE GROUPE, PÉROU, 1972

Groupe d'âge (1)	*Proportion observée de femmes nullipares Z(i) (2)*	*Proportion observée de femmes dont la parité n'a pas été déclarée NS(i) (3)*
	a) *Premier groupe*	
15-19	0.3469	0.5524
20-24	0.2027	0.3427
25-29	0.1084	0.1985
Moyenne	$\overline{Z}_1 = 0.2193$	$\overline{NS}_1 = 0.3645$
	b) *Deuxième groupe*	
25-29	0.1084	0.1985
30-34	0.0708	0.1321
35-39	0.0608	0.1072
Moyenne	$\overline{Z}_2 = 0.0800$	$\overline{NS}_2 = 0.1459$

Par conséquent,

$$\gamma_2 = 0.0880/0.0572 = 1.5385$$

et

$$\beta_2 = 0.2666 - (1.5385)(0.1579) = 0.0236.$$

La droite des moindres carrés définie par ces paramètres est reproduite elle aussi dans la figure 24. Il est évident que ces deux droites ajustées coïncident presque et qu'elles peuvent donc, l'une et l'autre, être considérées comme représentatives des points portés sur le graphique. Pour les opérations suivantes, c'est la droite ajustée au moyen de la méthode des moindres carrés que l'on a choisie comme représentative.

Opération 4 : calcul des proportions réelles de femmes nullipares. On utilise l'équation (A.6) pour calculer la proportion réelle de femmes nullipares, $Z^*(i)$, à partir des valeurs observées de $Z(i)$ et de $NS(i)$ et de la valeur estimative du paramètre β. Par exemple, dans le cas de $Z^*(3)$:

$$Z^*(3) = Z(3) + NS(3) - \beta_2$$

$$= 0.1084 + 0.1985 - 0.0236 = 0.2833.$$

La colonne (2) du tableau 194 donne la série complète des valeurs de $Z^*(i)$. Il convient de remarquer que, d'après ces estimations des proportions réelles de femmes sans enfants, près de 14 p. 100 des femmes de la tranche d'âge 40-49 ans étaient de parité zéro en 1972. Cette proportion paraît un peu trop élevée pour un pays comme le Pérou, pays où le mariage est une institution probablement quasi universelle et où rien ne permet de supposer une incidence de la stérilité plus forte que la normale. Les valeurs élevées de $Z^*(i)$ parmi les femmes relativement âgées indiquent peut-être que les données dont on dispose se prêtent mal à cette méthode d'ajustement. C'est pourquoi, avant de pousser plus avant l'utilisation de ces résultats, il serait judicieux d'analyser les proportions observées de célibataires dans chaque groupe d'âge afin de juger de la plausibilité de ces proportions estimatives de femmes nullipares. Il est recommandé, également, de chercher s'il n'existe pas d'autres raisons qui expliqueraient ces proportions élevées de femmes de parité non déclarée que le recensement a fait apparaître.

Quand on applique la méthode d'ajustement El-Badry à des données qui serviront par la suite à estimer la fécondité en utilisant des renseignements concernant les premières naissances (voir le chapitre II, sous-section B.3), il faut connaître le nombre effectif de femmes qui ont procréé. On peut estimer ce nombre en déduisant du nombre un les proportions estimatives de femmes sans enfants et en multipliant le résultat obtenu par l'effectif total de la population féminine. Par exemple, le nombre de femmes ayant procréé appartenant au groupe d'âge 20-24 ans, soit $FF(2)$, se calcule comme suit :

$$FF(2) = (1.0 - 0.5218)(578.6) = 276.7$$

ou, ce qui revient au même,

$$FF(2) = FP(2) - FZ^*(2) = 578.6 - 301.9 = 276.7.$$

Opération 5 : calcul des dénominateurs pour l'estimation des parités moyennes. On calcule la valeur de FP^* en appliquant l'équation (C.3). Par conséquent,

$$FP^*(2) = (1.0 - \beta_2)FP(i) = (1.0 - 0.0236)(578.6) = 564.9.$$

La colonne (6) du tableau 194 donne les autres valeurs de $FP^*(1)$.

Il est à noter que, si au cours des trois premières phases de ce calcul l'attention a porté pour l'essentiel sur les cinq premiers groupes d'âge, l'estimation de la fécondité exige que l'on prenne en compte les sept groupes d'âge sans exception. C'est ce qui a été fait dans le tableau 194.

Comme on l'a déjà souligné, si l'on juge satisfaisante la cohérence des valeurs estimatives obtenues lors de cette phase du calcul et des phases précédentes, il convient alors, pour estimer la fécondité ou la mortalité juvénile futures, de se référer aux valeurs estimatives de préférence aux valeurs observées. Par conséquent, ce sont les valeurs estimatives $FP^*(i)$ qui doivent servir de dénominateurs pour le calcul des parités moyennes.

D. — Données relatives aux enfants nés vivants de femmes non célibataires

Dans de nombreux pays, on ne pose des questions concernant la fécondité qu'aux femmes non célibataires, car on part du principe que toutes les femmes célibataires sont sans enfants. Dans la mesure où cette hypothèse est juste, il est possible d'estimer la fécondité pour l'ensemble de la population féminine à partir de données se référant exclusivement aux femmes non célibataires. Toutefois, et plus particulièrement quand on applique la méthode d'ajustement El-Badry, il faut dûment tenir compte du fait que la parité des femmes célibataires ne fait l'objet d'aucune déclaration. C'est pourquoi on a décrit ici de façon assez détaillée le procédé de calcul qu'il convient d'appliquer quand on ne dispose de renseignements que sur la fécondité des femmes non célibataires.

1. Procédé de calcul

Les différentes phases du procédé de calcul sont exposées ci-après.

Opération 1 : calcul des proportions de femmes de parité non déclarée. Si l'on désigne par $EMP(i)$ le nombre de femmes non célibataires dans le groupe d'âge $5i + 10$ à $5i + 14$ et par $FNS_0(i)$ le nombre de femmes non célibataires du même groupe d'âge dont la parité n'a pas été déclarée, on obtient la proportion de femmes de parité inconnue par la fonction suivante :

$$NS_0(i) = FNS_0(i)/EMP(i). \qquad (D.1)$$

Opération 2 : calcul des proportions de femmes nullipares. Si l'on désigne par $FZ_0(i)$ la proportion de femmes nullipares parmi les femmes

Tableau 194

PROPORTIONS ESTIMATIVES DE FEMMES NULLIPARES ET EFFECTIF ESTIMATIF TOTAL DE LA POPULATION FÉMININE DONT LA PARITÉ EST CONNUE, PÉROU, 1972

(Population exprimée en milliers de personnes)

Groupe d'âge (1)	*Indice i* (2)	*Proportion réelle estimative de femmes nullipares Z*(i)* (3)	*Nombre réel de femmes nullipares FZ*(i)* (4)	*Nombre de femmes ayant procréé FF(i)* (5)	*Nombre estimatif de femmes dont la parité est connue 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

non célibataires du groupe d'âge i et si $EMP(i)$ garde la même signification que précédemment, on calcule comme suit la proportion de femmes nullipares :

$$Z_0(i) = FZ_0(i)/EMP(i). \qquad (D.2)$$

Opération 3 : estimation des paramètres linéaires γ *et* β. Comme dans le cas où l'on dispose de données concernant toutes les femmes, il convient de tracer la courbe ajustée aux points représentatifs $[Z_0(i), NS_0(i)]$. Si ces points se situent approximativement le long d'une droite, on doit estimer les paramètres de celle-ci, γ et β, en employant soit la méthode des moyennes, soit celle des moindres carrés (voir le chapitre V, sous-section C.4). En général, on ne devrait tenir compte, pour l'ajustement de cette droite, que des quatre ou cinq premiers groupes d'âge.

Opération 4 : calcul des proportions réelles de femmes nullipares parmi les femmes non célibataires. On obtient la proportion réelle de femmes sans enfants parmi les femmes non célibataires du groupe d'âge i, soit $Z_0^*(i)$, en faisant la somme de la proportion déclarée $Z_0(i)$ et de la déviation de la proportion de femmes de parité non connue par rapport à son niveau estimatif constant, $[NS_0(i) - \beta]$; algébriquement, donc,

$$Z_0^*(i) = Z_0(i) + NS_0(i) - \beta. \qquad (D.3)$$

Ensuite, si l'on multiplie cette estimation de la proportion réelle de femmes nullipares par le nombre correspondant de femmes non célibataires, on obtient un nombre estimatif de femmes non célibataires sans enfants, FZ_0^*, par la formule suivante :

$$FZ_0^*(i) = Z_0^*(i)EMP(i). \qquad (D.4)$$

Toutefois, ce nombre ne se réfère qu'aux femmes de parité zéro parmi toutes les femmes non célibataires. On ne peut obtenir le nombre total de femmes sans enfants dans le groupe d'âge i, soit $FZ^*(i)$, que si l'on commence par formuler une hypothèse concernant la fécondité des femmes célibataires. Si l'on part du postulat que toutes les femmes célibataires sont sans enfants, on obtient alors

$$FZ^*(i) = FZ_0^*(i) + (FP(i) - EMP(i)) \qquad (D.5)$$

où $FP(i)$ désigne le nombre total de femmes dans le groupe d'âge i. Comme il est très rare que l'on dispose de données suffisantes pour pouvoir formuler une autre hypothèse quant à la parité des femmes célibataires, on ne peut que recommander d'employer l'équation (D.5) pour estimer le nombre des femmes nullipares parmi toutes les femmes du groupe d'âge i. Et c'est ce nombre, $FZ^*(i)$, qu'il faudra utiliser si l'on cherche à estimer la fécondité en appliquant la méthode des premières naissances qui est exposée au chapitre II, sous-section B.3.

Opération 5 : calcul des dénominateurs pour l'estimation des parités moyennes. Si l'on désigne par $FP^*(i)$ le nombre de femmes dont on suppose que la parité peut être déterminée une fois que l'on aura estimé le nombre réel de femmes nullipares, on obtient

$$FP^*(i) = FP(i) - \beta EMP(i); \qquad (D.6)$$

c'est-à-dire que le nombre de femmes de parité connue est égal au nombre total de femmes, $FP(i)$, après déduction des femmes non célibataires dont la parité n'est pas connue. Il faudra donc utiliser la valeur de $FP^*(i)$ définie par l'équation (D.6) comme dénominateur, toutes les fois où l'on devra calculer les parités moyennes pour procéder à l'estimation de la fécondité ou de la mortalité juvénile.

2. Exemple détaillé

Le cas du recensement réalisé en 1970 en Thaïlande est particulièrement intéressant parce que la question relative aux enfants nés vivants n'a été posée qu'aux femmes non célibataires. Le tableau 195 donne les données de base rassemblées à l'occasion de ce recensement.

Opérations 1 et 2 : calcul des proportions de femmes dont la parité n'est pas connue et de femmes nullipares. Dans la colonne (4) du tableau 196, on trouve les proportions de femmes non célibataires qui n'ont pas déclaré leur parité, $NS_0(i)$, et, dans la colonne (3), les proportions de femmes nullipares, $Z_0(i)$, toujours parmi les non-célibataires. Ces proportions ont été calculées à partir des équations (D.1) et (D.2). A titre d'exemple, voici le mode de calcul de $NS_0(3)$ et $Z_0(3)$:

$$NS_0(3) = 56.5/963.6 = 0.0586$$

$$Z_0(3) = 25.7/963.6 = 0.0267$$

Opération 3 : estimation des paramètres linéaires γ *et* β. La figure 25 montre la courbe ajustée aux points représentatifs $[Z_0(i), NS_0(i)]$ figurant dans le tableau 196. Il est à noter que seuls quatre points ont été pris en considération (ceux qui correspondent aux valeurs de i allant de 2 à 5). Le premier point, celui qui correspond au groupe d'âge 15-19 ans, se situe assez à part et ne se trouve pas dans l'alignement des autres. On ne l'a donc pas pris en compte pour l'estimation des paramètres γ et β. Si l'on utilise la méthode des moindres carrés pour ajuster une droite aux quatre points restants, on obtient les estimations de γ et β suivantes :

$$\gamma = 1.4797$$

$$\beta = 0.0147.$$

Opération 4 : calcul des proportions réelles de femmes nullipares. La colonne (3) du tableau 197 donne les proportions de femmes nullipares calculées en utilisant l'équation (D.3). Par exemple, dans le cas du groupe d'âge 20-24 ans,

$$Z_0^*(2) = 0.0702 + 0.1176 - 0.0147 = 0.1731.$$

Après avoir estimé les proportions réelles de femmes sans enfants, on peut obtenir le nombre estimatif des femmes sans enfants parmi les femmes non célibataires, soit $FZ_0^*(i)$, en employant l'équation (D.4). Ainsi, pour le groupe d'âge 20-24 ans,

$$FZ_0^*(2) = (0.1731)(843.6) = 146.0$$

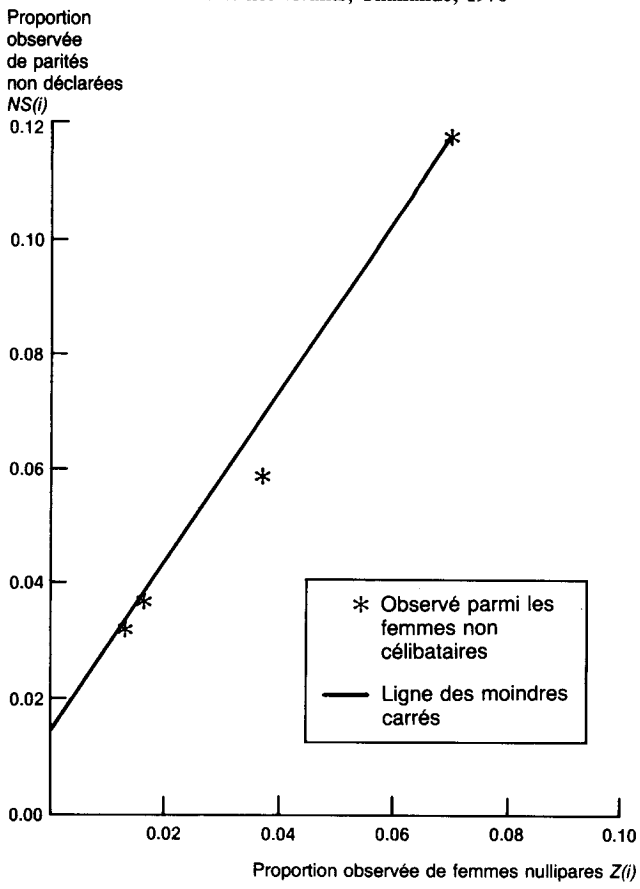
Tableau 195

POPULATION FÉMININE CLASSÉE SELON LES RÉPONSES DONNÉES AU SUJET DES ENFANTS NÉS VIVANTS, THAÏLANDE, 1970

(En milliers)

Groupe d'âge (1)	*Indice i* (2)	*Nombre total de femmes FP(i)* (3)	*Nombre de femmes non célibataires EMP(i)* (4)	*Femmes de parité zéro FZ(i)* (5)	*Femmes de parité non déclarée 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

Figure 25. — Estimation du niveau réel de non-réponse au sujet des enfants nés vivants, Thaïlande, 1970



On calcule ensuite le nombre estimatif des femmes nullipares dans l'effectif total des femmes en ajoutant à FZ_0^* le nombre des femmes célibataires. Par conséquent,

$$FZ^*(2) = 146.0 + 1\,361.7 - 843.6 = 664.1.$$

Toutes les valeurs de FZ^* figurent dans la colonne (5) du tableau 197. Ce sont ces valeurs qu'il faudra utiliser pour estimer la proportion réelle de femmes sans enfants dans la population féminine quand on utilise la méthode d'estimation de la fécondité selon les premières naissances (voir le chapitre II, sous-section B.3).

Tableau 196

PROPORTIONS OBSERVÉES DE FEMMES NULLIPARES ET DE FEMMES DE PARITÉ NON DÉCLARÉE PARMI LES NON-CÉLIBATAIRES, THAÏLANDE, 1970

Groupe d'âge (1)	*Indice i (2)*	*Proportion observée de femmes nullipares $Z_0(i)$ (3)*	*Nombre de femmes de parité connue $NS_0(i)$ (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

Opération 5 : calcul des dénominateurs pour l'estimation des parités moyennes. En utilisant l'équation (D.6), on estime FP^* à partir de l'effectif total de la population féminine et du nombre de femmes non célibataires dans le groupe d'âge i. Par exemple, dans le cas du groupe d'âge 20-24 ans,

$$FP^*(2) = 1\,361.7 - 0.0147(843.6) = 1\,349.3.$$

On trouve toute la série des valeurs de FP^* à la colonne (6) du tableau 197. Ce sont ces valeurs que l'on devra utiliser comme dénominateurs pour calculer les parités moyennes.

3. Observations sur l'exemple détaillé

En conclusion, il faut préciser qu'il importe au plus haut point de connaître la manière dont les données relatives à la fécondité ont été rassemblées quand il s'agit de choisir la méthode d'ajustement appropriée. Le manque de renseignements quant aux sources de données risque de conduire à de graves erreurs d'estimation, ainsi que le montre le cas illustré dans le tableau 198, qui donne les proportions corrigées de femmes nullipares, leur nombre réel et le nombre corrigé de femmes de parité connue, en Thaïlande, en 1970. On a obtenu ces valeurs en partant de l'hypothèse, qui est fausse, que les renseignements concernant la fécondité se référaient à l'ensemble de la population féminine. Cette hypothèse admise, on a appliqué le procédé de calcul prévu pour les données relatives à l'ensemble des femmes (voir la section C) pour aboutir aux estimations reproduites dans le tableau 198. Puis, par la méthode des moindres carrés, on a ajusté une droite aux quatre points représentatifs des groupes d'âge 2 à 5. Les paramètres ainsi calculés ont les valeurs suivantes :

$$\gamma = 1.3539$$

et

$$\beta = 0.0152.$$

Quand on compare les estimations de FZ^* et FP^* qui figurent au tableau 198 et les valeurs correctes données au tableau 197, on constate que les deux valeurs de FP^* sont assez proches l'une de l'autre, même

Tableau 197

DONNÉES CORRIGÉES CALCULÉES À PARTIR DES PROPORTIONS OBSERVÉES PARMI LES FEMMES NON CÉLIBATAIRES, THAÏLANDE, 1970

(Population exprimée en milliers de personnes)

Groupe d'âge (1)	*Indice i (2)*	*Proportion réelle de femmes nullipares $Z_0^*(i)$ (3)*	*Nombre réel de femmes non célibataires nullipares $FZ_0^*(i)$ (4)*	*Nombre estimatif de femmes nullipares $FZ^*(i)$ (5)*	*Nombre de femmes de parité connue $FP^*(i)$ (6)*
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

si les différences entre la valeur correcte et la valeur obtenue pour l'ensemble des femmes ne sauraient être négligées. Par contre, un écart important apparaît entre les deux estimations de *FZ** (nombre réel de femmes nullipares). Cette différence s'explique facilement : les valeurs de *FZ** obtenues quand on utilise comme données d'entrée les proportions calculées pour les femmes non célibataires incluent les femmes célibataires, tandis que les valeurs obtenues à partir des proportions calculées pour l'ensemble des femmes ne les incluent pas. Bien évidemment, si l'on sait que l'hypothèse de départ est que toutes les femmes célibataires sont infécondes, il devient possible d'apporter la correction voulue. Mais, pour le savoir, il faut connaître la source des données, et c'est précisément cette connaissance qui permet à l'analyste de choisir dès le départ la méthode d'ajustement appropriée et d'éviter ainsi les erreurs de ce type.

Tableau 198

DONNÉES CORRIGÉES CALCULÉES À PARTIR DES PROPORTIONS OBSERVÉES POUR L'ENSEMBLE DES FEMMES ET D'UNE HYPOTHÈSE ERRONÉE, THAÏLANDE, 1970

Groupe d'âge (1)	*Indice i* (2)	*Proportion observée de femmes nullipares Z(i)* (3)	*Proportion observée de femmes de parité non déclarée NS(i)* (4)	*Proportion réelle de femmes nullipares Z*(i)* (5)	*Nombre estimatif de femmes nullipares FZ*(i)* (6)	*Nombre de femmes de parité connue 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

Annexe III

L'ÂGE MOYEN DE PROCRÉATION

A. — Méthode directe de calcul de l'âge moyen de procréation

1. Base et principe de la méthode

L'âge moyen de procréation est l'âge moyen auquel les femmes donnent naissance à des enfants, compte non tenu des effets de la mortalité et de la répartition par âge. Il s'agit d'une mesure de l'échelonnement des naissances au sein d'une cohorte féminine non exposée à la mortalité pendant toute la durée de sa période de procréation ou encore par référence à une série de taux de fécondité par âge pour une période donnée.

Si l'on désigne par $f(i)$ le taux de fécondité effectif parmi les femmes appartenant au groupe d'âge $5i + 10$ à $5i + 14$, l'âge moyen de procréation, μ, est défini par la fonction suivante :

$$\mu = \sum_{i=1}^{I} a(i) f(i) / \sum_{i=1}^{I} f(i) \qquad \text{(A.1)}$$

où $a(i)$ désigne l'âge central dans l'$i$ème intervalle d'âge et I le groupe d'âge à l'intérieur duquel se situe l'âge limite supérieur de la période de procréation.

2. Données requises

Ainsi qu'il ressort de l'équation (A.1), il suffit, pour obtenir une estimation de μ, de connaître la courbe effective de la fécondité dans la population considérée. Comme l'on calcule en général les taux de fertilité en divisant le nombre des naissances pendant une période donnée par le nombre d'années-personne vécues par la population exposée au risque de procréation pendant la même période, les données requises sont donc les suivantes :

a) Le nombre total des naissances intervenues au cours d'une année donnée, classées par âge de la mère;

b) Le nombre des femmes à mi-parcours de l'année considérée, classées par âge.

Quand on dispose de ces données, on peut obtenir les taux de fécondité au cours de la période, à partir desquels on calcule un âge moyen de procréation pour la période considérée, en résolvant l'équation (A.1).

Quand on dispose des taux de fécondité par âge de la cohorte, on peut également calculer un âge moyen de procréation pour ladite cohorte. Dans certain cas, les taux de fécondité connus ne correspondent ni à une période de temps bien définie, ni à une cohorte précise. En l'occurrence, et même si l'on peut quand même calculer un âge moyen de procréation, on ne peut valablement s'en servir comme paramètre indiquant l'échelonnement des naissances que si l'on part de l'hypothèse que la fécondité reste constante. C'est en tenant dûment compte de ces observations que l'on a exposé, dans la prochaine section, le procédé de calcul de l'âge moyen de procréation, μ.

3. Procédé de calcul

Les différentes phases du calcul de l'âge moyen de procréation sont exposées ci-après.

Opération 1 : calcul des taux de fécondité. On calcule le taux de fécondité pour le groupe i, soit $f(i)$, en divisant le nombre de naissances parmi les femmes du groupe d'âge i par le nombre total de femmes dans le même groupe.

Opération 2 : calcul de l'âge moyen de procréation. On calcule le dénominateur de l'équation (A.1) en faisant la somme des taux de fécondité obtenus par l'opération précédente. D'une façon générale, les groupes d'âge pris en considération vont de celui qui commence à 15 ans à celui qui se termine à 49 ans. Alors, on détermine l'âge central de chacun des groupes d'âge considérés et on le multiplie par le taux de fécondité correspondant. La somme des produits ainsi obtenus (en prenant ici encore comme âges limites inférieur et supérieur 15 ans et 49 ans) donne le numérateur de l'équation (A.1). Par conséquent, on obtient la valeur de μ, l'âge moyen de procréation, en divisant cette somme par celle des valeurs de $f(i)$.

B. — Autres méthodes d'estimation de l'âge moyen de procréation

1. Obligation de recourir à ces méthodes

Dans les pays où les données relatives à la fécondité et à la mortalité sont très insuffisantes, il arrive fréquemment que l'on manque des renseignements nécessaires au calcul de μ ou que les données dont on dispose soient gravement faussées. Pour les cas de ce genre, on a proposé deux méthodes différentes d'estimation de l'âge moyen de procréation, μ. A ce stade, il convient de souligner que, si l'équation (A.1) est exacte (sauf quand interviennent des erreurs de classement), dans la mesure où elle permet de mesurer μ, les méthodes et les équations présentées dans les sous-sections suivantes ne donnent, en revanche, que des estimations de ce facteur.

2. Première méthode d'estimation[a] (méthode 1)

Si l'on pose que $P(2)$ désigne la parité moyenne par femme (soit le quotient du nombre d'enfants nés vivants et du nombre de femmes) qui ressort des déclarations faites par les femmes âgées de 20 à 24 ans et $P(3)$ la parité moyenne des femmes âgées de 25 à 29 ans, l'application de la méthode de régression linéaire permet de constater que, dans les populations où le contrôle des naissances est une pratique peu répandue, le rapport de $P(3)$ à $P(2)$, défini conformément à l'équation suivante :

$$\mu = 2.25(P(3)/P(2)) + 23.95. \qquad \text{(B.1)}$$

peut être considéré comme donnant une valeur rapprochée de l'âge moyen de procréation, soit μ.

Cette estimation de μ est relativement précise et aisée à calculer. De plus, les seules données d'entrée qu'elle exige sont les valeurs de $P(2)$ et de $P(3)$, qui sont en général très faciles à obtenir.

3. Deuxième méthode d'estimation (méthode 2)

Quand on ne connaît que la proportion de femmes mariées dans chaque groupe d'âge, soit $m(i)$, on peut estimer un âge moyen de procréation en partant de l'hypothèse que la fécondité des mariages suit la même courbe que la fécondité naturelle. Cette hypothèse n'est valable que dans le cas de populations où la pratique du contrôle des naissances est très peu répandue parmi les couples mariés. De plus, pour que l'âge moyen de procréation soit vraiment représentatif de l'ensemble de la population, il faut que la proportion de naissances illégitimes soit très faible.

La table type de fécondité naturelle chez les femmes mariées est reproduite dans le tableau 199. Il est à noter que, pour le groupe d'âge 15-19, la valeur du taux de fécondité des mariages dépend de la proportion de femmes mariées appartenant à ce groupe d'âge, $m(1)$. Tous les autres taux sont invariables.

Si l'on désigne ces taux types de fécondité par $\gamma(i)$, il est possible de calculer les taux applicables à la population considérée en faisant le pro-

[a] Méthode qui s'inspire du *Manuel IV : Méthodes permettant d'estimer les mesures démographiques fondamentales à partir de données incomplètes* (Publication des Nations Unies, numéro de vente : F.67.XIII.2).

Tableau 199

TABLE TYPE DE FÉCONDITÉ NATURELLE CHEZ LES FEMMES MARIÉES

Groupe d'âge (1)	*Indice i (2)*	*Taux de fécondité des mariages γ(i) (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] Proportion de femmes mariées dans le groupe d'âge 15-19.

duit des proportions de femmes mariées et des taux de fécondité des mariages, c'est-à-dire :

$$f(i) = \gamma(i)m(i);$$

et, une fois connue la valeur de f, on calcule μ selon le procédé déjà exposé dans la sous-section A.3.

Toutes ces méthodes de calcul sont appliquées dans l'exemple suivant.

C. — Exemple détaillé

1. Données utilisées

Les données qui figurent dans le tableau 200 correspondent à une population énumérée en 1961. L'objectif est d'estimer l'âge moyen de procréation dans cette population.

2. Calcul direct de l'âge moyen de procréation

Opération 1 : calcul des taux de fécondité. Le tableau 200 donne le nombre de femmes ressortant de l'énumération de 1961 et le nombre des enfants nés pendant cette année-là (obtenu à partir des statistiques de l'état civil), classés par âge de la mère. On peut donc tout simplement calculer le taux de fécondité, $f(i)$, pour chaque groupe d'âge en divisant le nombre des naissances en 1961 par l'effectif de la population féminine correspondante (comme l'énumération de cette population a eu lieu vers la mi-année, aucune correction ne s'impose). Les valeurs de $f(i)$ sont reproduites dans la colonne (3) du tableau 201. Pour $i = 3$, la valeur de $f(i)$ obtenue est la suivante :

$$f(3) = 326/1\,166 = 0.2796.$$

Opération 2 : calcul de l'âge moyen de procréation. La colonne (4) du tableau 201 indique l'âge central pour chaque groupe d'âge considéré et la colonne (5) le résultat du produit de cet âge central et de la valeur observée correspondante de $f(i)$. La somme de celle-ci et du produit ainsi calculé est donnée sur la ligne intitulée Total, c'est-à-dire :

$$\sum_{i=1}^{7} f(i) = 1.1124$$

et

$$\sum_{i=1}^{7} a(i)f(i) = 30.05.$$

De sorte que, si l'on applique l'équation (A.1), on obtient

$$\mu = 30.05/1.1124 = 27.01.$$

Il est important de souligner que cette valeur de μ ne peut être considérée comme valable pour une cohorte que si l'hypothèse selon laquelle la fécondité reste constante se vérifie dans la réalité. Si les tables de fécondité diffèrent pour chacune des cohortes de la population, la valeur de μ que l'on vient de calculer est celle d'un paramètre composite qui ne se réfère pas à une cohorte déterminée, mais à la situation observée pendant une certaine période (l'année 1961 en l'occurrence). Dans ce dernier cas, les conclusions fondées sur cette estimation doivent être traitées avec prudence.

Il est à noter également que l'âge central, $a(i)$, dont on se sert pour le calcul de l'âge moyen de procréation, μ, dépend dans une grande mesure de la méthode utilisée pour rassembler les renseignements concernant les naissances intervenues pendant une année donnée. Quand le nombre des enfants nés au cours d'une année est obtenu à l'occasion d'une enquête par sondage ou d'un recensement et que l'âge de la mère est celui qui est déclaré à la date de l'enquête par opposition avec l'âge de l'intéressée au moment de la naissance la plus récente, il est évident que, dans la plupart des cas, la mère était plus jeune au moment de cette naissance qu'à la date de l'enquête ou du recensement. Si l'on peut présumer que les naissances sont uniformément réparties dans le temps, on peut dire que les femmes sont, en moyenne, plus vieilles de 6 mois par rapport à l'âge qu'elles avaient quand elles ont accouché l'année précédente. Par conséquent, quand on exploite les données fournies par l'enquête, il faut déplacer de 6 mois dans le passé les groupes d'âge réels considérés pour obtenir, par exemple, 14,5-19,5 ans, 19,5-24,5 ans et ainsi de suite, au lieu des groupes 14-19 ans, 20-24 ans, etc.; par voie de conséquence, les âges centraux sont eux aussi reportés de 6 mois en arrière pour devenir 17, 22, 27, 32, 37 et ainsi de suite. D'une manière générale, ce sont ces âges centraux qu'il convient d'utiliser quand on calcule l'âge moyen de procréation, μ, à partir de données obtenues à l'occasion d'une enquête.

3. Estimation de l'âge moyen de procréation par la méthode 1

On passe maintenant à l'estimation de l'âge moyen de procréation, μ, en se servant de l'équation (D.1). Dans le cas de la population

Tableau 200

PROPORTIONS DE FEMMES CLASSÉES SELON LA CONDITION MATRIMONIALE, NOMBRE TOTAL DE FEMMES ET NOMBRE D'ENFANTS NÉS EN 1961

Groupe d'âge (1)	*Indice i (2)*	*Proportion de célibataires s(i) (3)*	*Proportion de veuves et de divorcées w(i) (4)*	*Nombre total de femmes (En milliers) (5)*	*Nombre d'enfants nés en 1961 (En milliers) (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

Tableau 201

CALCUL DE L'ÂGE MOYEN DE PROCRÉATION PAR LA MÉTHODE DIRECTE

Groupe d'âge (1)	*Indice i* (2)	*Taux de fécondité f(i)* (3)	*Age central a(i)* (4)	*Fécondité pondérée en fonction de l'âge 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

considérée, on sait que $P(2) = 2{,}389$ et $P(3) = 3{,}812$; par conséquent, on obtient la valeur de μ par un calcul direct :

$$\mu = (2.25)\,(3.812/2.389) + 23.95 = 27.54.$$

Une fois de plus cette valeur ne peut être appliquée à une cohorte entière que si la fécondité est restée constante au cours des 30 ou 40 années précédentes. Quand il y a eu évolution de la fécondité, la valeur de μ ainsi calculée ne représente, au mieux, qu'une valeur moyenne assez approximative de l'âge moyen de procréation, valable pour les cohortes les plus jeunes (c'est-à-dire les femmes âgées de moins de 30 ans). En l'occurrence, cette valeur doit être interprétée avec prudence.

Il est à noter que l'estimation de μ obtenue ici est légèrement supérieure à celle qui a été calculée par la méthode directe. Cela s'explique peut-être par le fait que l'équation (B.1) a été obtenue à partir de données relatives à des populations qui ne pratiquent guère le contrôle des naissances et qu'elle tend nécessairement à surestimer l'âge moyen de procréation dans les populations qui appliquent communément une méthode ou une autre de planification de la famille.

4. ESTIMATION DE L'ÂGE MOYEN DE PROCRÉATION PAR LA MÉTHODE 2

Pour appliquer cette méthode, on commence par supposer que la fécondité des ménages présente le même schéma que la fécondité naturelle (c'est-à-dire que l'on suppose que le contrôle des naissances en fonction de la parité n'est pas une pratique courante dans la population considérée). Selon cette hypothèse, on peut obtenir une valeur de μ à partir de la proportion de femmes mariées dans chaque groupe d'âge.

La proportion de femmes mariées dans chaque groupe d'âge se calcule en déduisant de un la proportion de femmes célibataires, veuves ou divorcées. Ainsi,

$$m(i) = 1 - s(i) - w(i)$$

où $m(i)$ désigne la proportion de femmes mariées dans le groupe d'âge i, $s(i)$ la proportion de femmes célibataires et $w(i)$ celle de veuves ou de divorcées dans le même groupe d'âge.

La colonne (3) du tableau 202 indique les valeurs de $m(i)$, et la colonne (4) celles de γ (i), c'est-à-dire la fécondité naturelle, reprises du tableau 199. Il est à noter que la valeur de $\gamma(1)$ a été calculée de la façon suivante :

$$\gamma(1) = 1.2 - 0.7(m(1)) = 1.2 - 0.7(0.732) = 0.688.$$

La colonne (5) donne les valeurs de $f(i)$ qui ont été estimées en multipliant les valeurs de $m(i)$ dans la colonne (3) par celles de $\gamma(i)$ qui leur correspondent dans la colonne (4). Ensuite, à partir des valeurs de $f(i)$ ainsi estimées et des âges centraux $a(i)$, qui figurent dans la colonne (6), on calcule les produits $a(i)f(i)$. Enfin, on fait la somme de ces produits [qui apparaît sur la ligne Total dans la colonne (7)] que l'on divise par la somme des valeurs de $f(i)$ [qui apparaît sur la ligne Total dans la colonne (5)], pour obtenir l'âge moyen de procréation, μ :

$$\mu = 115.24/4.006 = 28.77.$$

Comme on pouvait s'y attendre, cette valeur est supérieure aux deux estimations obtenues par les méthodes précédentes, parce que la fécondité naturelle, pour le calcul de laquelle on ne fixe pas d'âge limite de procréation, représente la limite supérieure de la fécondité effective d'une population humaine. C'est dans ce sens que la valeur de μ que l'on vient de calculer est probablement aussi la plus élevée possible pour une valeur réelle de l'âge moyen de procréation.

En conclusion, il faut remarquer qu'en appliquant les trois méthodes possibles de calcul de l'âge moyen de procréation, on a obtenu trois valeurs différentes de ce paramètre. L'estimation obtenue directement à partir des données observées et de la définition de μ est certainement la plus juste mais, quand on ne dispose pas des données nécessaires, la méthode 1 permet d'arriver à une assez bonne approximation. Par contre, la valeur de μ que l'on obtient en partant de l'hypothèse que la fécondité des mariages est très proche de la fécondité naturelle est inacceptable. Il faut dans toute la mesure du possible éviter d'employer la méthode 2.

Tableau 202

ESTIMATION DE L'ÂGE MOYEN DE PROCRÉATION, μ, PAR LA MÉTHODE 2

Groupe d'âge (1)	*Indice i* (2)	*Proportion de femmes mariées m(i)* (3)	*Fécondité naturelle type γ(i)* (4)	*Taux de fécondité calculé f(i)* (5)	*Age central a(i)* (6)	*Fécondité pondérée en fonction de l'âge 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

Annexe IV

L'INTERPOLATION LINÉAIRE

A. — Procédé de calcul

Dans ce *Manuel* on a fréquemment recours à l'interpolation et, comme la simplicité est le critère principal qui doit guider le choix de la méthode d'interpolation qu'il convient d'appliquer, c'est sur l'interpolation linéaire que ce choix se porte très souvent.

C'est un fait bien connu qu'une seule droite peut passer par deux points. Si l'on suppose que trois points doivent se trouver en ligne droite mais que l'on connaît seulement une des coordonnées du troisième, il est évident que c'est la droite qui détermine la seule valeur possible de la seconde coordonnée et que l'on peut donc calculer celle-ci.

Prenons, par exemple, la droite définie par les points (x_1, y_1) et (x_2, y_2). Un troisième point, (x, y), ne peut se situer sur cette même droite que si la relation ci-après existe :

$$(y_2-y_1)/(x_2-x_1)=(y-y_1)/(x-x_1), \qquad \text{(A.1)}$$

c'est-à-dire si l'inclinaison de la droite définie par les points (x_1, y_1) et (x_2, y_2) est exactement la même que celle que définissent les points (x_1, y_1) et (x, y).

Si l'on suppose maintenant que la valeur de x soit connue, mais pas celle de y. Quand on résoud l'équation (A.1) pour obtenir la valeur de y, on aboutit à l'équation suivante :

$$y=(y_2-y_1)(x-x_1)/(x_2-x_1)+y_1, \qquad \text{(A.2)}$$

qui permet de calculer y quand on connaît les valeurs de (x_1, y_1), (x_2, y_2) et x. Toutefois, l'équation (A.2) n'est pas la plus simple que l'on puisse employer pour calculer y. On peut aboutir à une expression plus juste en modifiant comme suit la disposition des termes :

$$y=((x-x_1)/(x_2-x_1))y_2+(1.0-(x-x_1)/(x_2-x_1))y_1, \qquad \text{(A.3)}$$

expression que l'on peut récrire de la façon suivante :

$$y=\theta\, y_2+(1.0-\theta)y_1 \qquad \text{(A.4)}$$

où

$$\theta=(x-x_1)/(x_2-x_1) \qquad \text{(A.5)}$$

Les équations (A.4) et (A.5) donnent à penser qu'il existe un moyen de procéder à l'interpolation linéaire en deux opérations simples. On commence par calculer la valeur de θ, le facteur d'interpolation, en se servant uniquement des valeurs observées en abscisse (valeurs-x). Puis, on utilise l'équation (A.4) pour calculer la valeur interpolée sur l'axe des ordonnées, y.

Ces opérations sont relativement simples, mais quand on les réalise il est important de veiller à ce que les indices se correspondent bien. Il est à noter que, bien que l'on obtienne θ en utilisant x_1 comme pivot (cette valeur est la seule que l'on retrouve dans l'équation (A.5)), la valeur de θ est "appliquée à" y_2, c'est-à-dire multipliée par y_2, dans l'équation (A.4), tandis que y_1 est multiplié par $(1.0 - \theta)$.

Les exemples ci-après illustrent certains des cas dans lesquels on a fait appel à l'interpolation linéaire dans le cours de ce *Manuel*.

B. — Premier exemple

Dans une population stable type du groupe Ouest se situant au niveau 19 de mortalité et ayant un taux d'accroissement de 0,0150, le taux de natalité est égal à 0,0264. Si le taux d'accroissement était de 0,0200, le taux de natalité serait de 0,0304. La question posée ici est de savoir quelle serait la valeur du taux de natalité dans le cas d'une population se situant au même niveau de mortalité et ayant un taux d'accroissement de 0,0169.

Pour répondre à cette question en se servant de l'interpolation linéaire, il faut commencer par déterminer les deux points définissant une droite. Les coordonnées de ces deux points sont une paire de valeurs (taux d'accroissement, taux de natalité); ainsi,

$$(x_1, y_1)=(0.0150, 0.0264)$$

et

$$(x_2, y_2)=(0.0200, 0.0304).$$

Le troisième point, celui dont on ne connaît pas l'ordonnée, est (0,0169, y). D'après cette identification,

$$\theta=(0.0169-0.0150)/(0.0200-0.0150)$$

$$=0.0019/0.0050=0.38$$

par conséquent :

$$y=(0.38)\,(0.0304)+(0.62)\,(0.0264)=0.0279.$$

Il faut souligner que, dans cet exemple, les abscisses des points qui définissent la droite ont été disposées par ordre de valeur croissante, c'est-à-dire que $x_1 < x_2$. De plus, $x_1 < x < x_2$, de telle sorte que la valeur du facteur peut être considérée comme égale à :

$$\theta = \text{(valeur centrale-valeur supérieure) / (valeur supérieure-valeur inférieure).} \qquad \text{(B.1)}$$

Si l'on se sert de cette notation mnémonique, on peut transformer l'équation (A.4) de la façon suivante :

$$y = \theta\, y(\text{valeur supérieure}) + (1.0 - \theta)\, y(\text{valeur inférieure}) \qquad \text{(B.2)}$$

où y(valeur inférieure) ne désigne pas la valeur la plus faible de y mais plutôt la valeur de y qui est associée à la valeur la plus faible de x; parallèlement, y(valeur supérieure) est la valeur associée à la valeur de x la plus élevée utilisée.

Ces expressions mnémoniques n'améliorent pas l'intelligibilité des équations (A.4) et (A.5), mais on les a mentionnées ici dans l'espoir qu'elles aideront l'utilisateur à appliquer correctement le procédé d'interpolation linéaire, et de façon aussi automatique que possible. On les retrouve d'ailleurs dans l'exemple suivant.

C. — Deuxième exemple

Dans les tables types de mortalité du groupe Ouest, la valeur de $q(2)$ égale à 0,0858 est associée avec le niveau 17 de mortalité pour la population féminine, tandis qu'au niveau 15 de mortalité, la valeur de $q(2)$ pour la population féminine est égale à 0,1164. La question posée ici est de savoir quelle serait la valeur de $q(2)$ pour la population féminine au niveau 15,36 de mortalité.

Puisque l'on dispose de trois valeurs différentes du niveau de mortalité, mais que l'on ne connaît que deux valeurs de $q(2)$, on porte les niveaux en abscisse et les valeurs $q(2)$ en ordonnée. Par conséquent, selon l'équation mnémonique (B.1),

$$\theta = (15.36 - 15)/(17 - 15) = 0.36/2 = 0.18,$$

et, selon l'équation (B.2),

$$y = (0.18)(0.0858) + (0.82)(0.1164) = 0.1109.$$

Il est à noter que, quand on applique l'équation (B.2), le facteur $\theta = 0{,}18$ est multiplié par la valeur de $q(2)$ qui est associée au niveau le plus élevé utilisé, à savoir le niveau 17, et non par la valeur de $q(2)$ la plus élevée. Cette distinction est extrêmement importante puisque, dans le cas présent, c'est le niveau supérieur qui est associé à la valeur inférieure de $q(2)$.

D. — Troisième exemple

Dans cet exemple, on étudie un cas d'extrapolation, plutôt qu'une interpolation. On parle d'extrapolation quand la valeur de x ne se situe pas entre les valeurs de x_1 et de x_2, mais hors de l'intervalle défini par ces deux points. En l'occurrence, le facteur θ peut être soit négatif, soit supérieur à un. Mais les équations (A.4) et (A.5) restent valables, et elles peuvent servir à calculer la valeur de y que l'on recherche.

Il faut alors considérer le problème suivant. D'après les tables types de mortalité du groupe Ouest, l'espérance de vie à la naissance des personnes du sexe masculin au niveau 21 de mortalité est égal à 66,02, tandis qu'au niveau 23, elle est de 71,19. La question est donc de savoir quelle serait la valeur de e_0 au niveau 24 de mortalité.

Une fois de plus, on porte les niveaux de mortalité sur l'axe des abscisses; par conséquent,

$$\theta = (24 - 21)/(23 - 21) = 3/2 = 1.5,$$

soit, comme prévu, une valeur supérieure à un. Une deuxième opération permet de calculer y de la manière habituelle :

$$y = (1.5)(71.19) + (-0.5)(66.02) = 73.78.$$

Il est à noter que, puisque le facteur θ est supérieur à un, la valeur de $(1{,}0 - \theta)$ est négative. En outre, dans la mesure où les valeurs de l'espérance de vie à la naissance décroissent à mesure que le niveau de la mortalité s'élève (c'est-à'dire que l'inclinaison de la droite qui associe le niveau avec les valeurs de e_0 est positive), on peut considérer que la valeur de e_0 au niveau 24 doit être supérieure à celle qui correspond au niveau 23. Cette vérification fondée sur le simple bon sens permet à l'analyste de rejeter immédiatement la valeur

$$y^* = (1.5)(66.02) + (-0.5)(71.19) = 63.44$$

que l'on obtiendrait si, par erreur, les valeurs de θ et de $(1{,}0 - \theta)$ ne correspondaient pas exactement aux bons indices.

A titre de conclusion, il convient de souligner que l'extrapolation linéaire n'est pas la méthode à recommander dans la plupart de ses applications à la démographie : l'hypothèse de la linéarité en dehors des limites des quantités imprimées ou autrement connues est difficile à justifier. Par conséquent, quand il choisit les valeurs de x_1 et de x_2 qu'il utilisera comme points de fixation pour l'interpolation linéaire, l'analyste devrait, dans toute la mesure possible, prendre deux valeurs qui encadrent la valeur observée de x.

Annexe V

LISSAGE D'UNE COMPOSITION PAR ÂGE

A. — Fondement des méthodes

Dès les premières pages de ce *Manuel*, on a insisté sur le fait que les compositions par âge sont fréquemment faussées par les déclarations d'âge erronées. Bien qu'il ne soit pas recommandé de procéder au lissage[a] ou à l'ajustement des répartitions par âge avant d'appliquer l'une ou l'autre des méthodes analytiques qui sont exposées dans le corps du *Manuel*, dans la mesure où les résultats donnés par celles-ci peuvent être faussés par l'opération de lissage ou d'ajustement, il n'en reste pas moins qu'une composition par âge lissée et aussi proche que possible de la réalité est toujours utile, surtout quand elle sert de point de départ à des projections de la population. On trouvera dans la présente annexe une description et une illustration de techniques relativement simples d'ajustement de répartitions par âge qui ont été faussées; les techniques exposées dans la section B peuvent s'appliquer à une seule composition par âge, tandis que celles dont il est question à la section C exigent que l'on se réfère à deux ou plusieurs répartitions.

B. — Lissage et ajustement d'une seule composition par âge

1. Ajustement d'une population stable

La forme la plus radicale d'ajustement d'une répartition par âge consiste à ajuster une population stable à la population considérée, en appliquant les techniques exposées au chapitre VII, et à considérer que la répartition par âge de la population stable est une représentation de la répartition véritable. La distribution par âge ainsi adoptée ne comporte donc aucune irrégularité, que celles-ci soient réelles ou le résultat d'erreurs, et ne présente aucune des caractéristiques que la distribution par âge de la population réelle observée ne partage pas avec les modèles. De ce fait, la rigueur de l'ajustement risque d'être beaucoup plus grande que cela n'est vraiment nécessaire, mais on est au moins certain de la cohérence interne des résultats.

On ne décrira pas ici cette technique dans le détail, et on n'en donnera pas d'exemple, puisque les méthodes d'ajustement d'une population stable sont exposées de façon précise dans le chapitre VII de ce *Manuel*.

2. Atténuation des effets du phénomène des nombres attractifs

a) *Base et principe de la méthode*

C'est en général aux répartitions par âge cumulées que l'on applique les techniques de lissage et d'ajustement (c'est-à-dire au nombre de personnes ou à la proportion de personnes ayant moins d'un certain âge), puisque la méthode cumulative supprime les effets des erreurs qui ne résultent pas d'un transfert net de personnes en deçà ou au-delà de chacun des âges limites choisis. Quand le phénomène d'attraction de certains chiffres se traduit par le transfert vers l'âge attractif de personnes dont l'âge véritable se situe en deçà ou au-delà de cet âge, ce n'est pas en se servant des divers âges attractifs comme limites supérieures ou inférieures du processus cumulatif que l'on pourra limiter les effets de ce phénomène sur la répartition par âge cumulée. En l'occurrence, c'est probablement en choisissant comme limites les âges se situant à mi-chemin entre deux âges attractifs que l'on parviendra le mieux à réduire au minimum les transferts nets de part et d'autre de ces limites[b]. Il existe donc une manière simple de lisser les compositions par âge, qui consiste à ajuster une suite de polynômes à la population énumérée (que celle-ci soit exprimée en nombre de personnes ou en proportion du total) d'un âge inférieur à $a + 3$, $a + 8$, $a + 13$, $a + 18$, a étant un multiple de 5, et à calculer la valeur de ces polynômes sur les tranches d'âge centrales de façon à obtenir une répartition lissée par année d'âge.

Mais le problème du lissage se complique encore du fait que les âges se terminant par un zéro exercent en général une attraction plus forte que ceux qui se terminent par un 5; par conséquent, la population cumulée en deçà des âges se terminant par le chiffre 8 tendra à être sous-estimée, tandis que ce sera le contraire dans le cas des âges se terminant par le chiffre 3. On peut compenser cette tendance en ajustant deux polynômes, l'un à la population cumulée en deçà des âges se terminant par un 8, l'autre à la population cumulée en deçà des âges se terminant par un 3. On procède ensuite à l'évaluation des deux polynômes sur la même tranche d'âge centrale, et l'on calcule les moyennes pour obtenir des estimations approchées de la population cumulée réelle, après élimination presque totale des effets du phénomène des nombres attractifs.

b) *Données requises*

Les renseignements dont on a besoin concernent les effectifs de la population classée par sexe et par année d'âge, de préférence jusqu'à l'âge de 85 ans, voire au-delà.

c) *Procédé de calcul*

Les différentes phases du calcul à réaliser sont exposées ci-après.

Opération 1 : application de la méthode cumulative aux effectifs dénombrés. Il faut connaître, pour les populations masculine et féminine séparément, les effectifs en deçà de chacun des âges se terminant par un 3 (3, 13, 23 et ainsi de suite) et par un 8 (8, 18, 28 et ainsi de suite). On utilise la répartition par année d'âge pour calculer ces effectifs; ainsi, l'effectif de la population âgée de moins de 3 ans est la somme des personnes âgées de 0, 1 et 2 ans; l'effectif de la population âgée de moins de 8 ans se calcule en ajoutant le nombre des personnes âgées de 5, 6 et 7 ans à celui des personnes âgées de 0 à 4 ans et ainsi de suite. Soulignons qu'il n'est pas nécessaire d'utiliser des proportions; il est plus simple de se servir directement des chiffres.

Opération 2 : ajustement des polynômes à la répartition par âge cumulée. On ajuste un polynôme du troisième degré aux effectifs de la population en deçà des âges $a + 3$, $a + 13$, $a + 23$ et $a + 33$, a étant un âge se terminant par un zéro, et on évalue ce polynôme entre les âges $a + 13$ et $a + 23$; ce polynôme conduira probablement à surestimer légèrement l'effectif de la population en deçà de chacun de ces âges, en raison de l'erreur due au phénomène des nombres attractifs. On ajuste ensuite un polynôme semblable aux effectifs de la population en deçà des âges $a + 8$, $a + 18$, $a + 28$ et $a + 38$ et on évalue ce polynôme entre les âges $a + 13$ et $a + 23$; le résultat tendra probablement à sous-estimer l'effectif de la population en deçà de chacun de ces âges. Pour corriger ces déformations, on peut considérer que l'effectif estimatif de la population en deçà de chacun des âges compris dans la tranche allant de $a + 13$

[a] Les termes lisser et lissage employés dans le présent *Manuel* dans leur acception la plus générale se rapportent aux procédures qui servent à éliminer ou à atténuer au maximum les irrégularités souvent présentes dans les données fournies ou dans les estimations préliminaires obtenues à partir d'elles. Dans ce sens, l'ensemble des techniques de lissage possibles comporte une grande variété de procédures différentes, qui vont de l'ajustement de modèles au simple calcul de moyennes. Les techniques de lissage généralement appliquées aux répartitions ou compositions par âge et aux taux observés de mortalité par âge s'inscrivent dans cet ensemble, mais elles ne sont pas les seules. Les procédures relativement grossières exposées dans le présent *Manuel* sont nécessaires dans la mesure où les données de base disponibles sont à la fois peu sûres et incomplètes.

[b] Ken Hill, Maria Zlotnick et Jane Durch, *Procedures for Reducing the Effects of Age Errors on Indirect Demographic Estimation Techniques*, Laboratories for Population Statistics Scientific Report, Series n° 35 (Chapel Hill, North Carolina, Carolina Population Center, 1982).

à $a + 23$ est la moyenne des estimations obtenues à partir de chaque polynôme, et le calculer de cette manière; tant que le nombre de personnes en plus à chaque âge se terminant par un zéro équilibre celui des personnes en moins à chaque âge se terminant par un 5, la répartition par âge cumulée que l'on obtient n'est virtuellement pas faussée par le phénomène des nombres attractifs, et il est possible de la ventiler en groupes d'âge quinquennaux classiques. On répète alors l'opération en augmentant a de dix points. Il est à noter que les âges inférieurs à 13 ans, parmi lesquels le phénomène des nombres attractifs n'a heurement que peu d'incidence, demandent à être traités de façon spéciale et que, d'une façon générale, cette technique ne peut être appliquée que jusqu'à l'âge de 72 ans (à supposer que l'on dispose d'une composition par âge allant jusqu'à l'âge de 85 ans).

Pour procéder au lissage de la population âgée de moins de 13 ans, on peut ajuster un polynôme du troisième degré aux effectifs estimatifs de la population en deçà de 0, 10, 20 et 30 ans d'âge. On connaît déjà les effectifs de la population âgée de moins de 20 et de 30 ans, qui ont été calculés par la méthode qui vient d'être exposée. Quant à la population âgée de moins de 10 ans, on peut l'estimer en partant des deux premiers polynômes, qui concernent respectivement les âges supérieurs à 3 et à 8 ans, et en calculant la moyenne. La population en deçà de l'âge 0 est évidemment égale à zéro. On peut alors calculer le polynôme ajusté à ces quatre valeurs estimatives pour les âges allant de 0 à 13. Il faut préciser que cette méthode risque d'entraîner quelques discontinuités dans la répartition lissée par année d'âge; mais ces discontinuités sont relativement peu importantes et elles ne devraient pas affecter la répartition par groupe d'âge quinquennal.

Il est également possible, quand on recherche une répartition classique par groupe d'âge quinquennal qui soit ajustée de manière à éviter les effets du phénomène des nombres attractifs, d'utiliser un raccourci qui évite d'avoir à calculer les coefficients pour chacun des polynômes et qui permet d'estimer directement les effectifs de la population en deçà de deux âges exacts. Si l'on désigne par $N(x\text{-})$ la population âgée de moins de x ans, on obtient l'effectif de la population d'âge inférieur à $a + 12$ de la manière suivante :

$$\hat{N}((a+12)-) = -0.048N(a-) + 0.864N((a+10)-) + 0.216N((a+20)-) - 0.032N((a+30)-), \quad \text{(B.1)}$$

et celui de la population d'âge inférieur à $a + 17$,

$$\hat{N}((a+17)-) = -0.0455N(a-) + 0.3315N((a+10)-) + 0.7735N((a+20)-) - 0.0595N((a+30)-). \quad \text{(B.2)}$$

Par conséquent, si a est égal à 3, on calcule l'effectif de la population âgée de moins de 15 ans en résolvant l'équation (B.1) et celui de la population âgée de moins de 20 ans en résolvant l'équation (B.2). Par contre, si a est égal à 8, l'équation (B.1) donne l'effectif de la population de moins de 20 ans et l'équation (B.2) celui de la population de moins de 25 ans.

Pour les cas spéciaux qui se présentent au début de la tranche d'âge, l'équation ci-après peut servir à estimer l'effectif de la population âgée de moins de 10 ans à partir des effectifs en deçà de 3, 13, 23 et 33 ans d'âge et l'effectif de la population de moins de 15 ans à partir des effectifs âgés de moins de 8, 18, 28 et 38 ans :

$$\hat{N}((a+7)-) = 0.1495N(a-) + 1.0465N((a+10)-) - 0.2415N((a+20)-) + 0.0455N((a+30)-). \quad \text{(B.3)}$$

On peut estimer aussi l'effectif de la population âgée de moins de 10 ans à partir des effectifs en deçà de 8, 18, 28 et 38 ans d'âge de la façon suivante :

$$\hat{N}(10-) = 0.672N(8-) + 0.504N(18-) - 0.224N(28-) + 0.048N(38-). \quad \text{(B.4)}$$

Enfin, on peut estimer l'effectif de la population âgée de moins de 5 ans à partir des effectifs en deçà de 10, 20 et 30 ans d'âge en opérant comme suit :

$$\hat{N}(5-) = 0.9375\hat{N}(10-) - 0.3125\hat{N}(20-) + 0.0625\hat{N}(30-). \quad \text{(B.5)}$$

Dès lors, si l'on cherche à atténuer encore les déviations éventuellement dues au phénomène des nombres attractifs, il est possible d'obtenir des estimations approchées de l'effectif de la population en deçà de chacun des âges a qui sont des multiples de 5 en déterminant la moyenne des estimations de $\hat{N}(x\text{-})$ ainsi calculées toutes les fois où l'on dispose de deux estimations différentes pour un âge x donné. Par conséquent, on calcule de la façon suivante les estimations finales de l'effectif de la population âgée de moins de x ans, soit $N^*(x-)$:

$$N^*(x-) = (\hat{N}_3(x-) + \hat{N}_8(x-))/2.0$$

où les sous-indices 3 et 8 indiquent que les estimations intermédiaires $\hat{N}(x-)$ ont été obtenues à partir d'âges se terminant par un 3 et par un 8, respectivement.

Enfin, en ce qui concerne les âges qui se situent au début et à la fin de la tranche d'âge (l'âge de 5 ans, par exemple) et pour lesquels la seule estimation dont on dispose est celle de $\hat{N}(x-)$, on pose que cette valeur est égale à celle de $N^*(x-)$.

d) *Exemple détaillé*

Pour illustrer la méthode que l'on vient d'exposer, on l'a appliquée à la répartition par âge de la population masculine sri-lankaise, telle qu'elle a été dénombrée en 1975 à l'occasion de l'enquête sur la fécondité à Sri Lanka[c]. Les données de base sont reproduites dans le tableau 203.

Les différentes phases du calcul à réaliser sont exposées ci-après.

Opération 1 : application de la méthode cumulative aux effectifs dénombrés. On calcule les effectifs de la population masculine âgée de moins de 3, 8, 13, 18 ans et ainsi de suite en appliquant la méthode cumulative aux effectifs de chacune des années d'âge successives jusqu'à l'âge limite supérieur, mais sans inclure ce dernier. Par exemple, si $N(y)$ désigne la population d'âge y et $N(x-)$ la population dont l'âge est inférieur à x années,

$$N(x-) = \sum_{y=0}^{x-1} N(y).$$

De ce fait,

$$N(3-) = N(0) + N(1) + N(2) = 572 + 506 + 550 = 1{,}628$$

et

$$N(8-) = N(3-) + N(3) + N(4) + N(5) + N(6) + N(7) = 1\,628 + 602 + 596 + 637 + 600 + 643 = 4\,706.$$

Tous les résultats de cette opération sont reproduits dans le tableau 203; on a poursuivi les calculs jusqu'aux personnes âgées de moins de 88 ans.

Opération 2 : ajustement des polynômes à la répartition par âge cumulée. Il est possible, grâce aux équations (B.1) et (B.2), de calculer les effectifs de la population en deçà de l'âge de 15, 20 ans, et ainsi de suite, jusqu'à 75 ans, à partir de polynômes ajustés aux effectifs en deçà d'âges se terminant par un 3 ou par un 8. Par exemple, on peut obtenir les effectifs de la population en dessous de 15 et de 20 ans d'âge à partir des chiffres de la population se situant en deçà d'un âge qui se termine par un 3, et en procédant comme suit :

$$\begin{aligned}\hat{N}_3(15-) &= -0.048N(3-) + 0.864N(13-) + 0.216N(23-) - 0.032N(33-) \\ &= (-0.048)(1\,628) + (0.864)(7\,712) + (0.216)(13\,098) + (-0.032)(16\,733) \\ &= 8\,878.7,\end{aligned}$$

[c] Ministry of Plan Implementation, Department of Census and Statistics, *World Fertility Survey—Sri Lanka, 1975, First Report* (Colombo, 1978).

Tableau 203

POPULATION MASCULINE, PAR ANNÉE D'ÂGE, SRI LANKA, 1975

Age (1)	*Population* (2)	*Age* (3)	*Population* (4)	*Age* (5)	*Population* (6)	*Age* (7)	*Population* (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	Non déclaré	0
20	550	47	150	74	38		
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		

et

$$\hat{N}_3(20-) = -0.0455N(3-)+0.3315N(13-)+0.7735N(23-) -0.0595N(33-)$$
$$= (-0.0455)(1\,628)+(0.3315)(7\,712)+(0.7735)(13\,098) +(-0.0595)(16\,733)$$
$$= 11\,618.1;$$

et l'on peut, de la même manière, obtenir les effectifs de la population en dessous de 20 et de 25 ans d'âge à partir des chiffres de la population se situant en deçà d'un âge qui se termine par le chiffre 8 :

$$\hat{N}_8(20-) = -0.048N(8-)+0.864N(18-)+0.216N(28-) -0.032N(38-)$$
$$= (-0.048)(4\,706)+(0.864)(10\,599)+(0.216)(15\,158) +(-0.032)(18\,039)$$
$$= 11\,628.5;$$

de même que $\hat{N}_8(25-)$, soit

$$\hat{N}_8(25-) = (-0.0455)(4\,706)+(0.3315)(10\,599)+(0.7735)(15\,158)+ (-0.0595)(18\,039)$$
$$= 13\,950.8.$$

On applique alors les équations (B.1) et (B.2) aux populations âgées de moins de 10 ans et l'on répète l'opération jusqu'à l'âge de 75 ans. La série complète des estimations portant sur les âges se terminant par un 3 est donnée dans la colonne (4) du tableau 204 et les estimations obtenues qui se réfèrent aux âges se terminant par un 8 dans la colonne (5). On obtient des estimations des effectifs âgés de moins de 15 ans à partir des populations en deçà des âges se terminant par un 8 et des effectifs âgés de moins de 10 ans à partir des populations en deçà des âges se terminant par un 3, en appliquant l'équation (B.3) de la façon suivante :

$$\hat{N}_8(15-) = 0.1495N(8-)+1.0465N(18-)-0.2415N(28-) +0.0455N(38-)$$
$$= 8\,955.5,$$

et

$$\hat{N}_3(10-) = 0.1495N(3-)+1.0465N(13-)-0.2415N(23-) +0.0455N(33-)$$
$$= 5\,912.2.$$

C'est en appliquant l'équation (B.4) que l'on estime l'effectif de la population âgée de moins de 10 ans à partir des effectifs en deçà des âges de 8, 18, 28 et 38 ans.

Une fois que l'on dispose de deux estimations de l'effectif de chacune des populations en deçà des différents âges se terminant par un zéro ou un 5, de 10 à 70 ans, on obtient une estimation approchée pour chaque âge en calculant la moyenne des deux valeurs qui lui correspondent. Ainsi,

$$N^*(20-) = (\hat{N}_3(20-)+\hat{N}_8(20-))/2.0$$
$$= (11\,618+11\,629)/2.0 = 11\,624.$$

Tous les résultats de ces calculs sont reproduits dans le tableau 204, colonne (6).

On calcule ensuite l'effectif de la population âgée de moins de 5 ans en remplaçant, dans l'équation (B.5), les estimations approchées des effectifs des populations en deçà de 10, 20 et 30 ans d'âge :

$$N^*(5-) = 0.9375N^*(10-)-0.3125N^*(20-)+0.0625N^*(30-)$$
$$= 2\,928.4.$$

Tableau 204

AJUSTEMENT, POUR COMPENSER L'EFFET DES NOMBRES ATTRACTIFS, DE LA RÉPARTITION PAR ÂGE DE LA POPULATION MASCULINE, SRI LANKA, 1975

Age a (1)	*Population masculine en deçà de l'âge a* (2)	*Age b* (3)	*Population en deçà de l'âge b ajustée pour les âges se terminant par*		*Effectif moyen de la population en deçà de l'âge b* (6)	*Population dans les groupes d'âge de b à b + 4*	
			Trois (4)	*Huit* (5)		*Ajustée* (7)	*Observée* (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	23 830	-	-	-	-	-	-
88	23 885	-	-	-	-	-	-

[a] Population âgée de 75 ans et plus.

Les estimations cumulées de la population sont alors déduites successivement les unes des autres et l'on obtient ainsi une répartition par âge sur la base de groupes d'âge quinquennaux, la population âgée de x à $x + 4$ ans étant calculée en déduisant $N^*(x-)$ de $N^*((x + 5)-)$. Par exemple, dans le cas du groupe d'âge 20-24 ans,

$$_5N_{20}^* = N^*(25-) - N^*(20-) = 13\,949 - 11\,624 = 2\,325.$$

Tous les résultats de ces calculs sont reproduits dans le tableau 204, colonne (7), et on peut ainsi les comparer à la répartition par âge observée qui figure à la colonne (8).

3. COMPARAISON AVEC UNE RÉPARTITION TYPE PAR ÂGE

a) *Base et principe de la méthode*

Quand les données relatives à l'âge sont de mauvaise qualité ou quand les résultats obtenus sont faussés par des erreurs systématiques de déclaration d'âge dues à d'autres causes que le phénomène des nombres attractifs, il arrive que l'on soit obligé de recourir à une technique d'ajustement plus radicale que celle qui a été exposée à la sous-section B.2. Une des approches possibles consiste à comparer la répartition par âge déclarée à une répartition type, puis d'ajuster la répartition type par âge de façon à ce qu'elle reflète les caractéristiques principales de la répartition observée; on doit ainsi obtenir une répartition par âge qui conserve certaines des grandes caractéristiques de la répartition observée tout en étant exempte des déformations systématiques les plus évidentes.

Dans la pratique, on peut choisir d'utiliser comme répartition type par âge une population stable définie à partir d'une table type appropriée de mortalité et ayant un taux d'accroissement modéré, surtout si l'on a des raisons de croire que la population réelle que l'on observe est stable ou quasi stable. La comparaison entre la répartition observée et la répartition type est facilitée quand on utilise une transformation qui linéarise la relation entre l'âge et la proportion cumulée de la population en deçà de chaque âge. Dans les populations en voie d'accroissement, comme le sont celles de la plupart des pays en développement, on peut appliquer la formule suivante pour réaliser la transformation :

$$Y(x) = \ln[(1.0 + C(x))/(1.0 - C(x))] \qquad \text{(B.6)}$$

où $C(x)$ est la proportion de la population âgée de moins de x années. Dans la suite de cet exposé, la transformation définie par l'équation (B.6) sera désignée par l'expression : transformation-Y. On peut réaliser la représentation graphique des valeurs de $Y(x)$ pour la population considérée en fonction des valeurs normalisées, $YS(x)$, calculées pour une population stable type appropriée; et l'on peut observer les déviations par rapport à une courbe parabolique approximative (dans la pratique, quand les données ne sont pas faussées de façon excessive, cette courbe ne s'écarte que très légèrement de celle qui aurait la forme d'une droite). On peut alors obtenir une répartition par âge en ajustant une courbe aux points représentatifs que l'on considère comme les moins biaisés et en renversant le processus de transformation de façon à obtenir une répartition cumulée par âge qui soit lissée. Les essais réalisés sur des populations types permettent de penser qu'il est possible d'obtenir des résultats satisfaisants en ajustant un polynôme du deuxième degré (une parabole) aux points choisis, procédé relativement simple dans la mesure où l'on peut obliger la parabole ajustée à passer par l'origine (puisque la population en deçà de l'âge 0 est égale à zéro) et par les moyennes de la première et de la seconde moitié des points choisis.

b) *Données requises*

Les données dont on a besoin pour appliquer cette méthode sont les suivantes :

a) La population ventilée par sexe et par groupe d'âge quinquennal;

b) Une répartition type par groupe d'âge quinquennal.

On peut, par exemple, fort bien choisir une population stable caractérisée par un taux d'accroissement et un risque de mortalité comparables à ceux qui caractérisent la population considérée.

c) *Procédé de calcul*

Les différentes phases du calcul à réaliser sont exposées ci-après.

Opération 1 : calcul de la proportion de la population se situant en deçà de chacun des âges se terminant par un zéro ou un 5. On calcule la proportion de la population d'âge inférieur à chaque âge x, désignée par $C(x)$, en faisant la somme des effectifs de chaque groupe d'âge quinquennal situé en deçà de l'âge en question et en divisant le total obtenu par l'effectif total de la population d'âge connu, c'est-à-dire sans tenir compte des personnes d'âge non déclaré.

Opération 2 : calcul de la transformation-Y des proportions déclarées de la population en deçà de chacun des âges x séparés par des intervalles de 5 ans. On obtient la transformation-Y de chacune des proportions $C(x)$

calculées par l'opération précédente en leur appliquant l'équation (B.6). Pour confirmation, on a reproduit cette équation ici :

$$Y(x)=\ln[(1.0+C(x))/(1.0-C(x))]. \qquad \text{(B.6)}$$

Il est à noter que la transformation-Y d'une proportion $C(x)$ quelconque présuppose des valeurs allant de zéro à l'infini.

Opération 3 : choix d'une répartition type par âge. La répartition type par âge à laquelle on comparera celle de la population dénombrée doit être celle d'une population stable dans laquelle le niveau de mortalité et la structure de la mortalité sont aussi proches que possible de ceux que l'on observe dans la population considérée. Parmi les diverses populations stables possibles, il est recommandé de choisir celle qui a le même taux d'accroissement que la population considérée.

Opération 4 : transformation-Y de la répartition type par âge. On répète les opérations 1 et 2 pour la répartition type par âge qui a été choisie.

Opération 5 : établissement d'une relation entre les transformations-Y de la répartition type et de la répartition observée. On part de l'hypothèse que la relation entre la transformation-Y de la répartition par âge observée et celle de la répartition type est représentée par un polynôme du deuxième degré. Pour simplifier la procédure d'ajustement, le polynôme choisi est celui qui passe par l'origine, la moyenne d'un premier groupe de points représentatifs et la moyenne d'un second groupe de points; les groupes de points sont de dimension égale mais ne comprennent pas les valeurs extrêmes qui seraient par trop éloignées d'une parabole probable. Par conséquent, l'équation ajustée prend la forme suivante :

$$Y(x)=\alpha(YS(x))^2+\beta YS(x), \qquad \text{(B.7)}$$

où les paramètres α et β peuvent être estimés comme suit :

$$\alpha=\left[\frac{1.0}{\overline{YS}_1-\overline{YS}_2}\right]\left[\frac{\bar{Y}_1}{\overline{YS}_1}-\frac{\bar{Y}_2}{\overline{YS}_2}\right] \qquad \text{(B.8)}$$

et

$$\beta=\frac{\bar{Y}_2}{\overline{YS}_2}-\alpha\overline{YS}_2 \qquad \text{(B.9)}$$

où $(\overline{YS}_1, \bar{Y}_1)$ et $(\overline{YS}_2, \bar{Y}_1)$ sont les points moyens des premier et second groupes, respectivement. Comme de coutume, YS désigne la transformation-Y de la norme.

Opération 6 : calcul de la répartition estimative par âge. Quand on a estimé les paramètres α et β, on peut utiliser l'équation (B.7) pour calculer les valeurs ajustées de la transformation-Y, soit $Y^*(x)$, que l'on peut ensuite inverser pour obtenir des estimations d'une répartition par âge ajustée. Pour plus de précision, on donne ici l'équation (B.10), qui indique comment on obtient les valeurs ajustées de $Y^*(x)$, et l'équation (B.11) qui montre comment on peut estimer la valeur ajustée de $C^*(x)$, soit la proportion estimative de la population âgée de moins de x ans :

$$Y^*(x)=\alpha(YS(x))^2+\beta YS(x); \qquad \text{(B.10)}$$

$$C^*(x)=(\exp[Y^*(x)]-1.0)/(\exp[Y^*(x)]+1.0). \qquad \text{(B.11)}$$

On peut multiplier ces proportions $C^*(x)$ par l'effectif total de la population observée pour connaître le nombre estimatif de personnes en deçà de x ans d'âge, et l'on obtient alors par simple soustraction des estimations de la population dans chacun des groupes d'âge quinquennaux.

d) *Exemple détaillé*

On se sert de nouveau, pour illustrer cette méthode, de la répartition par âge de la population masculine sri-lankaise, telle qu'elle ressort de l'enquête sur la fécondité menée en 1975 (tableau 203).

Opération 1 : calcul de la proportion de la population se situant en deçà de chacun des âges se terminant par un zéro ou un 5. La colonne (2) du tableau 205 donne les proportions de la population en deçà de chacun des âges x qui sont des multiples de 5, désignées par $C(x)$, y compris, dans le cas présent, la proportion de personnes de moins de 1 an d'âge.

Opération 2 : calcul de la transformation-Y des proportions déclarées de la population en deçà de chacun des âges x séparés par des intervalles de 5 ans. En utilisant l'équation (B.6), on transforme en valeurs de $Y(x)$ les proportions $C(x)$ calculées par l'opération précédente. Par exemple, dans le cas de l'âge de 15 ans,

$$Y(15)=\ln[(1.0+C(15))/(1.0-C(15))]$$

$$=\ln[(1.0+0.3716)/(1.0-0.3716)]=0.7806.$$

Toutes les valeurs de $Y(x)$ sont données dans le tableau 205, colonne (4).

Opération 3 : choix d'une répartition type par âge. Il n'est pas nécessaire d'exposer de nouveau ici les techniques employées pour ajuster une population stable à la population observée, techniques qui ont déjà été décrites au chapitre VII. Dans le cas de Sri Lanka, on a choisi un modèle du groupe Ouest de population stable, au niveau 18 de mortalité,

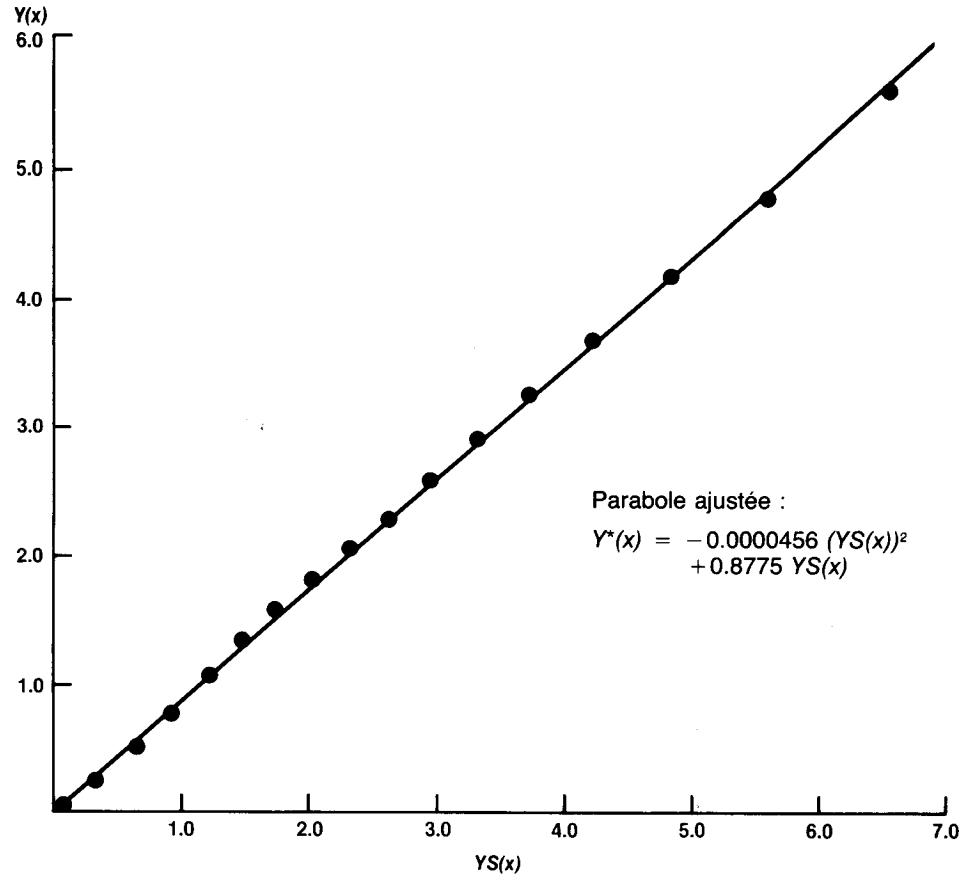
Tableau 205

ESTIMATION D'UNE RÉPARTITION PAR ÂGE AJUSTÉE DE LA POPULATION MASCULINE, PAR L'UTILISATION DES TRANSFORMATIONS-Y ET L'EMPLOI, COMME NORME, DE LA POPULATION STABLE TYPE DU GROUPE OUEST, SRI LANKA, 1975

Age x (1)	*Proportion d'âge inférieur à l'âge x*		*Transformation-Y de la proportion en deçà de l'âge x*		*Transformation-Y estimative* (6)	*Proportion estimative en deçà de l'âge x* (7)
	Déclarée (2)	*Normative*[a] (3)	*Déclarée* (4)	*Normative* (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	0.5697
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] Population stable type Coale-Demeny du groupe Ouest, niveau 18, r = 0,03.

Figure 26. — Représentation graphique de la transformation-Y des proportions de personnes en deçà de l'âge x dans la population observée, en fonction de la transformation-Y des proportions correspondantes dans la population type, Sri Lanka, 1975



avec un taux d'accroissement de 0,030. Les proportions de cette population en deçà de chaque âge x sont indiquées dans le tableau 205, colonne (3). Dans les paragraphes qui suivent, elles sont désignées par l'expression proportions normatives.

Opération 4 : transformation-Y de la répartition type par âge. On applique l'opération 2 aux proportions normatives en deçà de l'âge x; tous les résultats sont donnés dans le tableau 205, colonne (5).

Opération 5 : établissement d'une relation entre les transformations-Y de la répartition type et de la répartition observée. Il convient d'examiner attentivement les points représentatifs $[YS(x), Y(x)]$ avant d'essayer de leur ajuster une courbe parabolique, de façon à éliminer les points situés trop à l'écart. La figure 26 montre une représentation graphique des points qui ne fait justement pas apparaître de points trop visiblement éloignés et, de ce fait, on peut considérer que la parabole qui passe par l'origine, la moyenne du premier groupe de neuf points et celle du second groupe de neuf points (le neuvième point du premier groupe étant le premier du second), représente un ajustement acceptable. Ainsi,

$$\overline{Y}_1 = (0.0478 + 0.2375 + \cdots + 2.0620)/9.0 = 1.0476,$$

$$\overline{Y}_2 = (2.0620 + 2.2973 + \cdots + 5.6373)/9.0 = 3.5074,$$

$$\overline{YS}_1 = (0.0744 + 0.3437 + \cdots + 2.3033)/9.0 = 1.1939,$$

et

$$\overline{YS}_2 = (2.3033 + 2.6068 + \cdots + 6.5347)/9.0 = 3.9978.$$

On peut maintenant appliquer les équations (B.8) et (B.9) pour estimer les paramètres α et β qui figurent dans l'équation (B.10) :

$$\alpha = \left(\frac{1.0}{1.1939 - 3.9978}\right)\left(\frac{1.0476}{1.1939} - \frac{3.5074}{3.9978}\right) = -0.0000456$$

et

$$\beta = \frac{3.5074}{3.9978} - (-0.0000456)(3.9978) = 0.8775.$$

Opération 6 : calcul de la répartition estimative par âge. En remplaçant dans l'équation (B.10) les paramètres α et β par les valeurs que l'on vient de calculer, on obtient les valeurs ajustées de la transformation-Y. Ainsi, pour l'âge de 15 ans,

$$Y^*(15) = -0.0000456(YS(15))^2 + 0.8775\,YS(15)$$

$$= -0.0000456(0.9328)^2 + (0.8775)(0.9328) = 0.8185.$$

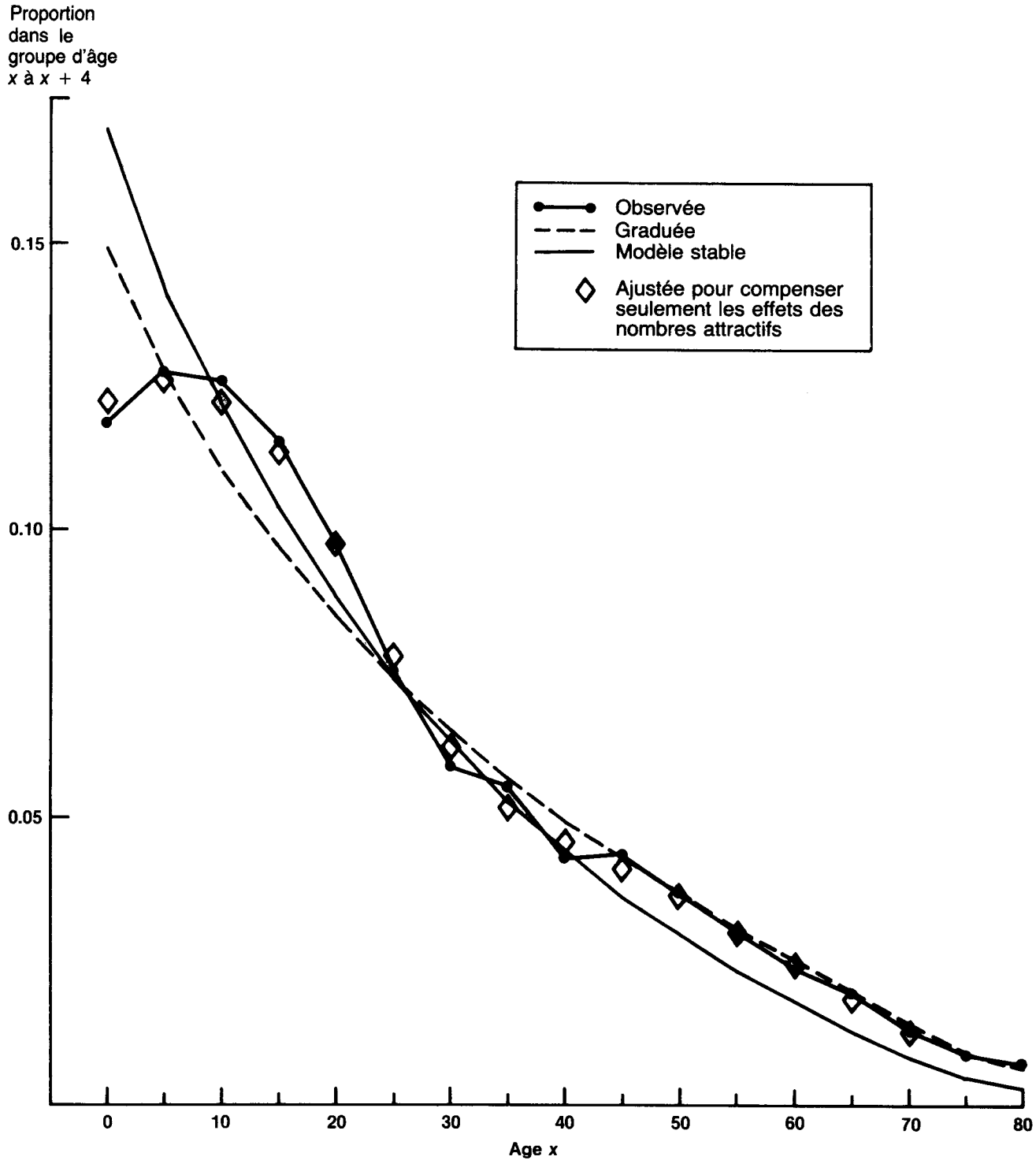
La colonne (6) du tableau 205 donne toutes les valeurs de $Y^*(x)$. On obtient ensuite les proportions estimatives de la population en deçà de chaque âge x en inversant la transformation-Y au moyen de l'équation (B.11). En prenant de nouveau comme exemple l'âge de 15 ans,

$$C^*(15) = (\exp[Y^*(15)] - 1.0)/(\exp[Y^*(15)] + 1.0) = 0.3878.$$

La colonne (7) du tableau 205 donne toutes les valeurs estimatives de $C^*(x)$. On peut maintenant calculer les proportions ajustées pour chaque groupe d'âge quinquennal en soustrayant de la proportion de la population de moins de x ans d'âge la proportion en deçà de chacun des âges $x - 5$. Ainsi, la proportion ajustée dans le groupe d'âge 15-19 ans, ${}_5C_{15}$, s'obtient de la façon suivante :

$${}_5C_{15}^* = C^*(20) - C^*(15) = 0.4848 - 0.3878 = 0.0970.$$

Figure 27. — Comparaison des résultats de différentes techniques d'ajustement appliquée à une répartition par âge de la population masculine, Sri Lanka, 1975



La figure 27 montre la représentation graphique des proportions ajustées dans les groupes d'âge quinquennaux, les proportions correspondantes dans la population observée, les proportions normatives correspondantes dans la population type et les proportions obtenues par l'application de la technique de lissage exposée dans la sous-section B.2. Il est évident que la population masculine sri-lankaise s'est trouvée gravement déstabilisée par le recul de la fécondité, de telle sorte que l'on ne peut s'attendre que la méthode décrite dans la présente section donne des résultats satisfaisants dans le cas des groupes les plus jeunes; en revanche, les résultats paraissent acceptables pour la population de plus de 25 ans et ils offrent une approximation visiblement meilleure de la population observée que la répartition type par âge originale qui a servi de modèle pour l'ajustement. La répartition par âge obtenue après élimination des effets de l'attraction de certains âges par la méthode ex-

posée dans la sous-section B.2 est nettement plus proche de la répartition observée : elle n'atténue que légèrement (et probablement, au moins, dans la bonne direction) les effets de la déstabilisation parmi les groupes les plus jeunes et laissant toujours apparaître le creux qui caractérise la répartition par âge observée dans la tranche d'âge comprise entre 30 et 45 ans, tout en gommant ses irrégularités. Dans le cas de la présente application, quand les données recueillies concernant l'âge ne paraissent pas de trop mauvaise qualité et quand il est évident que la répartition par âge observée n'est pas stable, la répartition lissée par âge obtenue par application de la technique qui ne fait que limiter les effets du phénomène des nombres attractifs (sous-section B.2) est probablement la meilleure approximation possible de la répartition par âge de la population réelle.

C. — Technique d'ajustement Demeny et Shorter appliquée à deux répartitions par âge

1. Base et principe de la méthode

Demeny et Shorter[d] ont proposé une méthode qui s'appuie sur les probabilités intercensitaires de survie pour ajuster les répartitions par âge calculées à partir de deux recensements consécutifs. Pour appliquer cette méthode, on part de l'hypothèse que les probabilités intercensitaires de survie sont connues, que les deux recensements ont le même taux de couverture et qu'ils ont l'un et l'autre été marqués par les mêmes erreurs proportionnelles de déclaration d'âge, c'est-à-dire que l'effectif enregistré de la population dans le groupe d'âge x est égal à l'effectif réel de ce groupe multiplié par un facteur d'ajustement qui est typique du seul groupe d'âge et qui n'est pas modifié d'un recensement à l'autre. A partir de deux recensements réalisés à cinq années de distance, on considère que l'effectif du groupe d'âge 0-4 ans au moment du premier recensement est exact et on le projette dans l'avenir jusqu'au deuxième recensement. On obtient alors un facteur d'ajustement pour le groupe d'âge 5-9 ans en calculant le rapport de l'effectif projeté à l'effectif déclaré du groupe d'âge 5-9 ans au deuxième recensement et on applique ce facteur pour ajuster l'effectif du groupe d'âge 5-9 ans déclaré au premier recensement. On projette alors l'effectif ajusté de ce groupe d'âge au premier recensement jusqu'au deuxième recensement et on obtient un facteur d'ajustement pour le groupe d'âge 10-14 ans au deuxième recensement en calculant le rapport de l'effectif projeté à l'effectif réel du groupe d'âge 10-14 ans observé lors du deuxième recensement. On refait les mêmes calculs successivement pour chaque groupe d'âge jusqu'à ce que l'on ait atteint la limite supérieure de la tranche d'âge considérée. On dispose alors de deux répartitions par âge ajustées; la répartition applicable au premier recensement se composant des effectifs ajustés de tous les groupes d'âge séparément et la répartition applicable au deuxième recensement formée par les projections des effectifs ajustés obtenus au premier recensement. La dernière phase de l'opération consiste à apporter aux deux répartitions par âge ajustées les rectifications voulues pour les faire concorder avec l'effectif total de la population dénombrée.

Cette méthode présuppose que l'on dispose, pour réaliser la projection, d'une courbe de mortalité appropriée, car toute erreur dans la spécification de la mortalité introduit une déformation systématique dans les résultats. Quant aux deux autres hypothèses de départ, à savoir qu'aucun changement n'intervient dans la complétude de l'énumération et que les erreurs proportionnelles intéressant un groupe d'âge donné gardent une valeur constante dans les deux recensements, il arrive fréquemment qu'elles soient inacceptables. Une modification de la couverture ou de la complétude de l'énumération peut entraîner, quand on applique cette méthode, une forte distorsion de l'ensemble de la répartition estimative par âge, bien que des erreurs aussi importantes doivent sauter aux yeux. Par conséquent, et en raison des complications possibles, les estimations obtenues par cette méthode, malgré leur utilité certaine, doivent être examinées avec soin avant d'être employées à d'autres opérations de calcul.

2. Données requises

Les données dont on a besoin pour appliquer cette méthode sont les suivantes :

a) La répartition de la population par groupe d'âge et par sexe obtenue à l'occasion de deux recensements successifs. Cette méthode est d'application plus facile quand l'intervalle intercensitaire est de 5 ans, mais on peut aussi l'employer avec un intervalle de 10 ans. Mais il est plus difficile, voire déconseillé, d'utiliser des données portant sur des intervalles dont la durée n'est pas un multiple de 5 car, dans de tels cas, les effets différentiels du phénomène des nombres attractifs risquent de fausser les résultats obtenus;

b) Un ensemble approprié de probabilités de survie se référant à la période intercensitaire.

3. Procédé de calcul

Les différentes phases du calcul à réaliser sont exposées ci-après.

Opération 1 : ajustement de l'effectif de la population pour retrouver un intervalle intercensitaire de 5 ans. Si les deux recensements ont eu lieu à dix années d'intervalle, le premier à la date t_1 et le deuxième à la date t_2, il est recommandé d'appliquer cette méthode en inventant une répartition intercalaire par âge, en se référant à deux intervalles de 5 ans et en appliquant la méthode deux fois. Pour déterminer la répartition par âge à mi-parcours de la période de 10 ans, on peut commencer par calculer le taux d'accroissement annuel pour chaque groupe d'âge x à $x + 4$, de la façon suivante :

$$r(x) = (\ln {}_5N2_x - \ln {}_5N1_x)/(t_1 - t_2),$$

puis on applique le taux d'accroissement ainsi calculé pour 5 ans à l'effectif initial :

$${}_5N_x = {}_5N1_x \exp[5.0r(x)].$$

Dans le cas présent, ${}_5N1_x$ et ${}_5N2_x$ désignent respectivement les effectifs dénombrés du groupe d'âge x à $x + 4$ lors du premier et du deuxième recensement.

Opération 2 : projection de la répartition par âge initiale. L'effectif du groupe d'âge 0-4 ans au premier recensement est projeté dans l'avenir pour devenir le groupe d'âge 5-9 ans au deuxième recensement, et l'on obtient un facteur d'ajustement pour le groupe d'âge 5-9 ans en calculant le rapport de l'effectif projeté à l'effectif du groupe d'âge 5-9 ans dénombré au deuxième recensement. Par exemple, si $k(x)$ désigne le facteur d'ajustement pour le groupe d'âge x à $x + 4$,

$$k(5) = ({}_5N1_0)({}_5L_5/{}_5L_0)/{}_5N2_5. \qquad \text{(C.1)}$$

On considère que l'effectif projeté du groupe d'âge 5-9 ans est égal à la valeur ajustée, ${}_5\hat{N}2_5$, obtenue au deuxième recensement. Ainsi,

$${}_5\hat{N}2_5 = ({}_5N1_0)({}_5L_5/{}_5L_0). \qquad \text{(C.2)}$$

On ajuste alors l'effectif du groupe d'âge 5-9 ans dénombré au premier recensement en lui appliquant le facteur $k(5)$, pour obtenir l'effectif ajusté du groupe d'âge 5-9 ans au premier recensement, ${}_5N1_5$, que l'on projette jusqu'au groupe d'âge 10-14 ans au deuxième recensement; ainsi,

$${}_5\hat{N}1_5 = ({}_5N1_5)k(5) \qquad \text{(C.3)}$$

et

$$k(10) = ({}_5\hat{N}1_5)({}_5L_{10}/{}_5L_5)/{}_5N2_{10},$$

où les deux premiers termes désignent simplement l'effectif ajusté du groupe d'âge 10-14 ans au deuxième recensement, c'est-à-dire

$${}_5\hat{N}2_{10} = ({}_5\hat{N}1_5)({}_5L_{10}/{}_5L_5).$$

Puis on répète la même opération jusqu'à ce que l'on arrive à l'intervalle ouvert (auquel il faut appliquer un traitement légèrement différent). Puisque l'on est parti de l'hypothèse que le facteur d'ajustement nécessaire est le même pour les deux recensements, le facteur applicable à l'intervalle ouvert, $k(A+)$, est égal au rapport de l'effectif ajusté à l'effectif dénombré des personnes ayant atteint et dépassé l'âge A dans les deux répartitions par âge. C'est-à-dire que

[d] Paul Demeny et Frederic C. Shorter, *Estimating Turkish Mortality, Fertility and Age Structure*, Statistics Institute Paper, n° 2 (Istanbul, Istanbul University, 1968).

$$k(A+)=\frac{\hat{N}2(A+)}{N2(A+)}=\frac{\hat{N}1(A+)}{N1(A+)}. \qquad \text{(C.4)}$$

Toutefois, l'effectif ajusté des personnes ayant atteint et dépassé l'âge A au deuxième recensement est également la somme de deux éléments, le premier étant la projection à la date du deuxième recensement de l'effectif ajusté du groupe d'âge $A-5$ à $A-1$ au premier recensement, le deuxième étant le nombre des survivants au deuxième recensement dans l'effectif ajusté (inconnu) de ceux qui avaient atteint ou dépassé l'âge A au permier recensement. Ainsi,

$$\hat{N}2(A+)=({}_5\hat{N}1_{A-5})({}_5L_A/{}_5L_{A-5})+\hat{N}1(A+)(T_{A+5}/T_A) \qquad \text{(C.5)}$$

où T_{A+5}/T_A désigne la probabilité que les personnes ayant atteint ou dépassé l'âge A puissent survivre 5 ans encore. En combinant les équations (C.4) et (C.5) et en en modifiant la disposition des termes, on obtient l'expression suivante de $k(A+)$:

$$k(A+)=\frac{({}_5\hat{N}1_{A-5})({}_5L_A/{}_5L_{A-5})}{N2(A+)-(T_{A+5}/T_A)N1(A+)}. \qquad \text{(C.6)}$$

Comme toutes les variables de l'équation (C.6) sont connues, il est facile de calculer la valeur de $k(A+)$.

Opération 3 : rectification des deux répartitions par âge ajustées. Les deux répartitions par âge obtenues par l'opération 2 s'appuient sur l'hypothèse provisoire que le groupe d'âge le plus jeune a été correctement dénombré lors des deux recensements. Si cette hypothèse n'est pas valable, comme cela est fréquemment le cas, il faut rectifier les deux répartitions par âge en leur appliquant un facteur de correction qui est le rapport de l'effectif dénombré à l'effectif réel du groupe d'âge 0-4 ans, sans pour autant toucher à la structure par âge. L'hypothèse selon laquelle l'effectif du groupe d'âge 0-4 ans a été correctement dénombré ne s'impose pas si l'on procède à la rectification des répartitions par âge ajustées en leur appliquant le rapport de l'effectif total dénombré à l'effectif total ajusté, et ce à chaque moment considéré. Il est peu probable que les facteurs de correction seront exactement les mêmes pour les deux répartitions par âge, mais ils devraient cependant être très voisins.

4. Exemple détaillé

Pour illustrer ce mode de calcul, on a choisi d'exposer ici une partie de l'exemple qu'ont donné Demeny et Shorter. Il s'agit de l'application de la technique d'ajustement à la population féminine turque telle qu'elle a été dénombrée à l'occasion des recensements de 1955 et 1960. Les données de base figurent dans les colonnes (2) et (3) du tableau 205 (les données relatives à la population en 1955 ont été ajustées pour compenser les effets de la migration). La colonne (4) donne les coefficients de survie puisés dans une table type de mortalité du groupe Sud et du niveau 16,3, avec une espérance de vie à la naissance de 58,25 années.

Opération 1 : ajustement de l'effectif de la population pour retrouver un intervalle intercensitaire de 5 ans. Comme les deux recensements sont séparés par un intervalle de 5 ans, cette opération est inutile.

Opération 2 : projection de la répartition par âge initiale. On considère que l'effectif ajusté du groupe d'âge 5-9 ans en 1960 est celui du groupe d'âge 0-4 ans en 1955 projeté de 5 ans dans l'avenir. Par conséquent, si l'on désigne par ${}_5S_x$ le rapport ${}_5L_{x+5}/L_x$,

$${}_5\hat{N}2_5=({}_5N1_0)({}_5S_0)=(1\,889)(0.9599)=1\,813.$$

On calcule alors le facteur d'ajustement pour le groupe d'âge 5-9 ans, $k(5)$, c'est-à-dire le rapport de l'effectif ajusté à l'effectif dénombré de ce groupe d'âge en 1960. Ainsi,

$$k(5)={}_5\hat{N}2_5/{}_5N2_5=1\,813/1\,928=0.940.$$

On applique ensuite le facteur d'ajustement, $k(5)$, à l'effectif du groupe d'âge 5-9 ans en 1955 :

$${}_5\hat{N}1_5=k(5)\,{}_5N1_5=(0.940)(1\,570)=1\,476.$$

A ce stade, l'effectif ajusté du groupe d'âge 5-9 ans en 1955 est projeté en 1960 de façon à obtenir l'effectif ajusté du groupe d'âge 10-14 ans en 1960 :

$${}_5\hat{N}2_{10}=({}_5\hat{N}1_5)({}_5S_5)=(1\,476)(0.9903)=1\,462.$$

On répète l'opération pour chaque groupe d'âge successif jusqu'à ce que l'on atteigne l'intervalle ouvert, qui est en l'occurrence 75 ans et au-delà. Normalement, le dernier stade de l'opération est le calcul de ${}_5\hat{N}1_{70}$. On obtient le facteur d'ajustement applicable à l'effectif de la population âgée de 75 ans et plus en appliquant l'équation (C.6) :

$$k(75+)=({}_5\hat{N}1_{70})({}_5S_{70})/[N2(75+)-({}_5S_{75+})(N1(75+))]$$

$$=(148.0)(0.6936)/[182.1-(0.4414)(159.3)]$$

$$=0.918$$

Tableau 206

AJUSTEMENT DE DEUX ÉNUMÉRATIONS SUCCESSIVES DE LA POPULATION FÉMININE AU MOYEN DU TAUX DE SURVIE DE LA COHORTE, TURQUIE 1955 ET 1960

(Population exprimée en milliers)

Groupe d'âge (1)	*Population 1955 (2)*	*Population 1960 (3)*	*Probabilité de survie (4)*	*Premier ajustement de la population de 1960 (5)*	*Facteur d'ajustement initial (6)*	*Premier ajustement de la population de 1955 (7)*	*Population finale après ajustement*	
							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] Les légères différences que l'on peut observer sont dues au fait que les chiffres ont été arrondis.

où ${}_5S_{75+}$ est égal à T_{80}/T_{75}. On calcule alors l'effectif ajusté de la population dans l'intervalle ouvert en multipliant dans les deux cas la population dénombrée âgée de 75 ans et plus par le coefficient $k(75+)$, de telle sorte que

$$\hat{N}1(75+) = (159.3)(0.918) = 146.2$$

et

$$\hat{N}2(75+) = (182.1)(0.918) = 167.2.$$

Le premier ajustement de la répartition par âge de la population en 1960 figure dans la colonne (5) du tableau 206, les facteurs d'ajustement dans la colonne (6) et le premier ajustement de la répartition par âge de la population en 1955 dans la colonne (7).

Opération 3 : rectification des deux répartitions par âge ajustées. On peut constater que, dans le tableau 206, le total indiqué dans la colonne (7), soit la population totale en 1955 après ajustement, n'est pas égal au total figurant dans la colonne (2), c'est-à-dire la population totale dénombrée en 1955. La différence est une indication de l'erreur commise dans l'énumération de la population âgée de 0 à 4 ans en 1955 par rapport à l'ensemble de la population dénombrée. Par conséquent, on peut tout simplement renoncer à l'hypothèse relative à la complétude de l'énumération de la population dans le groupe d'âge 0-4 ans et se contenter de multiplier l'effectif ajusté de la population dans chaque groupe d'âge par le rapport de l'effectif total dénombré à l'effectif total ajusté. C'est ainsi que l'effectif final ajusté de la population dans le groupe d'âge 0-4 ans en 1955 est égal au produit de la première valeur ajustée, qui figure dans la colonne (7) du tableau 206, et du rapport 11 893,7/11 453,0. Les effectifs ajustés finals de la population en 1955 et 1960 figurent dans les colonnes (8) et (9) respectivement.

Annexe VI

COEFFICIENTS DE SURVIE DES ADULTES SELON LES TABLES TYPES DE MORTALITÉ COALE-DEMENY, UTILISÉS CONJOINTEMENT AVEC LES ESTIMATIONS DE LA MORTALITÉ ADULTE À PARTIR DE L'ORPHELINAGE

Tableau 207

PROBABILITÉS DE SURVIE DES ADULTES DU SEXE FÉMININ À PARTIR DE L'ÂGE DE 25 ANS, $l(N)/l(25)$, POUR L'ANALYSE FONDÉE SUR L'ORPHELINAGE MATERNEL, MODÈLE NORD

Niveau	*Valeurs de l'âge N*									
	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

Tableau 208

PROBABILITÉS DE SURVIE DES ADULTES DU SEXE FÉMININ À PARTIR DE L'ÂGE DE 25 ANS, $l(N)/l(25)$, POUR L'ANALYSE FONDÉE SUR L'ORPHELINAGE MATERNEL, MODÈLE SUD

Niveau	*Valeurs de l'âge N*									
	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

Tableau 209

PROBABILITÉS DE SURVIE DES ADULTES DU SEXE FÉMININ À PARTIR DE L'ÂGE DE 25 ANS, $l(N)/l(25)$, POUR L'ANALYSE FONDÉE SUR L'ORPHELINAGE MATERNEL, MODÈLE EST

	Valeurs de l'âge N									
Niveau	*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

Tableau 210

PROBABILITÉS DE SURVIE DES ADULTES DU SEXE FÉMININ À PARTIR DE L'ÂGE DE 25 ANS, $l(N)/l(25)$, POUR L'ANALYSE FONDÉE SUR L'ORPHELINAGE MATERNEL, MODÈLE OUEST

	Valeurs de l'âge N									
Niveau	*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

Tableau 211

PROBABILITÉS DE SURVIE DES ADULTES DU SEXE MASCULIN À PARTIR DE L'ÂGE DE 32,5 ANS, $l(N)/l(32,5)$, POUR L'ANALYSE FONDÉE SUR L'ORPHELINAGE PATERNEL, MODÈLE NORD

	Valeurs de l'âge N								
Niveau	*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

Tableau 212

PROBABILITÉS DE SURVIE DES ADULTES DU SEXE MASCULIN À PARTIR DE L'ÂGE DE 32,5 ANS, $l(N)/l(32,5)$, POUR L'ANALYSE FONDÉE SUR L'ORPHELINAGE PATERNEL, MODÈLE SUD

	Valeurs de l'âge N								
Niveau	*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

Tableau 213

PROBABILITÉS DE SURVIE DES ADULTES DU SEXE MASCULIN À PARTIR DE L'ÂGE DE 32,5 ANS, $l(N)/l(32,5)$, POUR L'ANALYSE FONDÉE SUR L'ORPHELINAGE PATERNEL, MODÈLE EST

	Valeurs de l'âge N								
Niveau	*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

Tableau 214

PROBABILITÉS DE SURVIE DES ADULTES DU SEXE MASCULIN À PARTIR DE L'ÂGE DE 32,5 ANS, $l(N)/l(32,5)$, POUR L'ANALYSE FONDÉE SUR L'ORPHELINAGE PATERNEL, MODÈLE OUEST

	Valeurs de l'âge N								
Niveau	*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

Tableau 215

PROBABILITÉS DE SURVIE DES ADULTES DU SEXE MASCULIN À PARTIR DE L'ÂGE DE 37,5 ANS, $l(N)/l(37,5)$, POUR L'ANALYSE FONDÉE SUR L'ORPHELINAGE PATERNEL, MODÈLE NORD

	Valeurs de l'âge N							
Niveau	*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

Tableau 216

PROBABILITÉS DE SURVIE DES ADULTES DU SEXE MASCULIN À PARTIR DE L'ÂGE DE 37,5 ANS, $l(N)/l(37,5)$, POUR L'ANALYSE FONDÉE SUR L'ORPHELINAGE PATERNEL, MODÈLE SUD

	Valeurs de l'âge N							
Niveau	*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

Tableau 217

PROBABILITÉS DE SURVIE DES ADULTES DU SEXE MASCULIN À PARTIR DE L'ÂGE DE 37,5 ANS, $l(N)/l(37,5)$, POUR L'ANALYSE FONDÉE SUR L'ORPHELINAGE PATERNEL, MODÈLE EST

	Valeurs de l'âge N							
Niveau	*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

Tableau 218

PROBABILITÉS DE SURVIE DES ADULTES DU SEXE MASCULIN À PARTIR DE L'ÂGE DE 37,5 ANS, $l(N)/l(37,5)$, POUR L'ANALYSE FONDÉE SUR L'ORPHELINAGE PATERNEL, MODÈLE OUEST

	Valeurs de l'âge N							
Niveau	*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

Annexe VII

COEFFICIENTS DE SURVIE DES ADULTES SELON LES TABLES TYPES DE MORTALITÉ COALE-DEMENY, UTILISÉS CONJOINTEMENT AVEC LES ESTIMATIONS DE LA MORTALITÉ ADULTE À PARTIR DU VEUVAGE

Tableau 219

PROBABILITÉS DE SURVIE DES ADULTES DU SEXE FÉMININ À PARTIR DE L'ÂGE DE 20 ANS, $l(N)/l(20)$, POUR L'ANALYSE FONDÉE SUR LA SURVIE DE LA PREMIÈRE ÉPOUSE, MODÈLE NORD

	Valeurs de l'âge N							
Niveau	*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

Tableau 220

PROBABILITÉS DE SURVIE DES ADULTES DU SEXE FÉMININ À PARTIR DE L'ÂGE DE 20 ANS, $l(N)/l(20)$, POUR L'ANALYSE FONDÉE SUR LA SURVIE DE LA PREMIÈRE ÉPOUSE, MODÈLE SUD

	Valeurs de l'âge N							
Niveau	*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

Tableau 221

PROBABILITÉS DE SURVIE DES ADULTES DU SEXE FÉMININ À PARTIR DE L'ÂGE DE 20 ANS, $l(N)/l(20)$, POUR L'ANALYSE FONDÉE SUR LA SURVIE DE LA PREMIÈRE ÉPOUSE, MODÈLE EST

	Valeurs de l'âge N							
Niveau	*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

Tableau 222

PROBABILITÉS DE SURVIE DES ADULTES DU SEXE FÉMININ À PARTIR DE L'ÂGE DE 20 ANS, $l(N)/l(20)$, POUR L'ANALYSE FONDÉE SUR LA SURVIE DE LA PREMIÈRE ÉPOUSE, MODÈLE OUEST

	Valeurs de l'âge N							
Niveau	*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

Tableau 223

PROBABILITÉS DE SURVIE DES ADULTES DU SEXE MASCULIN À PARTIR DE L'ÂGE DE 20 ANS, $l(N)/l(20)$, POUR L'ANALYSE FONDÉE SUR LA SURVIE DU PREMIER ÉPOUX, MODÈLE NORD

Niveau	Valeurs de l'âge N							
	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

Tableau 223

PROBABILITÉS DE SURVIE DES ADULTES DU SEXE MASCULIN À PARTIR DE L'ÂGE DE 20 ANS, $l(N)/l(20)$, POUR L'ANALYSE FONDÉE SUR LA SURVIE DU PREMIER ÉPOUX, MODÈLE NORD

Niveau	Valeurs de l'âge N							
	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

Tableau 225

PROBABILITÉS DE SURVIE DES ADULTES DU SEXE MASCULIN À PARTIR DE L'ÂGE DE 20 ANS, $l(N)/l(20)$, POUR L'ANALYSE FONDÉE SUR LA SURVIE DU PREMIER ÉPOUX, MODÈLE EST

	Valeurs de l'âge N							
Niveau	*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

Tableau 226

PROBABILITÉS DE SURVIE DES ADULTES DU SEXE MASCULIN À PARTIR DE L'ÂGE DE 20 ANS, $l(N)/l(20)$, POUR L'ANALYSE FONDÉE SUR LA SURVIE DU PREMIER ÉPOUX, MODÈLE OUEST

	Valeurs de l'âge N							
Niveau	*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

Annexe VIII

VALEURS DE LA PROBABILITÉ DE SURVIE À LA NAISSANCE, SELON LES TABLES TYPES DE MORTALITÉ COALE-DEMENY, POUR LA POPULATION FÉMININE, LA POPULATION MASCULINE ET L'ENSEMBLE DE LA POPULATION

Tableau 227

PROBABILITÉ DE SURVIE À LA NAISSANCE, $l(x)$, POPULATION FÉMININE, MODÈLE NORD

	Probabilité de survie à la naissance l(x)									
Niveau	*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

Tableau 228

PROBABILITÉ DE SURVIE À LA NAISSANCE, $l(x)$, POPULATION MASCULINE, MODÈLE NORD

	Probabilité de survie à la naissance l(x)									
Niveau	*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

Tableau 229

PROBABILITÉ DE SURVIE À LA NAISSANCE, $l(x)$, ENSEMBLE DE LA POPULATION, MODÈLE NORD

	Probabilité de survie à la naissance l(x)									
Niveau	*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

NOTE. — Les valeurs de $l(x)$, ont été calculées sur la base d'un rapport numérique des sexes à la naissance de 105 garçons pour 100 filles.

Tableau 230

PROBABILITÉ DE SURVIE À LA NAISSANCE, $l(x)$, POPULATION FÉMININE, MODÈLE SUD

Niveau	*Probabilité de survie à la naissance l(x)*									
	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

Tableau 231

PROBABILITÉ DE SURVIE À LA NAISSANCE, $l(x)$, POPULATION MASCULINE, MODÈLE SUD

	Probabilité de survie à la naissance l(x)									
Niveau	*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

Tableau 232

PROBABILITÉ DE SURVIE À LA NAISSANCE, $l(x)$, ENSEMBLE DE LA POPULATION, MODÈLE SUD

Niveau	*Probabilité de survie à la naissance l(x)*									
	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

NOTE. — Les valeurs de $l(x)$, ont été calculées sur la base d'un rapport numérique des sexes à la naissance de 105 garçons pour 100 filles.

Tableau 233

PROBABILITÉ DE SURVIE À LA NAISSANCE, $l(x)$, POPULATION FÉMININE, MODÈLE EST

Niveau	*Probabilité de survie à la naissance l(x)*									
	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

Tableau 234

PROBABILITÉ DE SURVIE À LA NAISSANCE, $l(x)$, POPULATION MASCULINE, MODÈLE EST

Niveau	*Probabilité de survie à la naissance l(x)*									
	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

Tableau 235

PROBABILITÉ DE SURVIE À LA NAISSANCE, $l(x)$, ENSEMBLE DE LA POPULATION, MODÈLE EST

Niveau	*Probabilité de survie à la naissance l(x)*									
	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

NOTE. — Les valeurs de $l(x)$, ont été calculées sur la base d'un rapport numérique des sexes à la naissance de 105 garçons pour 100 filles.

Tableau 236

PROBABILITÉ DE SURVIE À LA NAISSANCE, $l(x)$, POPULATION FÉMININE, MODÈLE OUEST

Niveau	*Probabilité de survie à la naissance l(x)*									
	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

Tableau 237

PROBABILITÉ DE SURVIE À LA NAISSANCE, $l(x)$, POPULATION MASCULINE, MODÈLE OUEST

	Probabilité de survie à la naissance l(x)									
Niveau	*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

Tableau 238

PROBABILITÉ DE SURVIE À LA NAISSANCE, $l(x)$, ENSEMBLE DE LA POPULATION, MODÈLE OUEST

	Probabilité de survie à la naissance l(x)									
Niveau	*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

NOTE. — Les valeurs de $l(x)$, ont été calculées sur la base d'un rapport numérique des sexes à la naissance de 105 garçons pour 100 filles.

Annexe IX

PROBABILITÉS DE SURVIE ENTRE 0 ET 15 ANS D'ÂGE, POUR L'ENSEMBLE DES DEUX SEXES, SELON LES TABLES TYPES DE MORTALITÉ COALE-DEMENY CONSTRUITES À PARTIR DE DIFFÉRENTS RAPPORTS NUMÉRIQUES DES SEXES À LA NAISSANCE

Tableau 239

PROBABILITÉS DE SURVIE, $l(x)$, ENTRE 0 ET 15 ANS D'ÂGE, POUR L'ENSEMBLE DES DEUX SEXES, SELON LE MODÈLE NORD : RAPPORT NUMÉRIQUE DES SEXES À LA NAISSANCE DE 1,02

	Probabilité de survie, l(x)						
Niveau	*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

Tableau 240

PROBABILITÉS DE SURVIE, $l(x)$, ENTRE 0 ET 15 ANS D'ÂGE, POUR L'ENSEMBLE DES DEUX SEXES, SELON LE MODÈLE NORD : RAPPORT NUMÉRIQUE DES SEXES À LA NAISSANCE DE 1,03

	Probabilité de survie, l(x)						
Niveau	*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

Tableau 241

PROBABILITÉS DE SURVIE, $l(x)$, ENTRE 0 ET 15 ANS D'ÂGE, POUR L'ENSEMBLE DES DEUX SEXES, SELON LE MODÈLE NORD : RAPPORT NUMÉRIQUE DES SEXES À LA NAISSANCE DE 1,04

	Probabilité de survie, l(x)						
Niveau	*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

Tableau 242

PROBABILITÉS DE SURVIE, $l(x)$, ENTRE 0 ET 15 ANS D'ÂGE, POUR L'ENSEMBLE DES DEUX SEXES, SELON LE MODÈLE NORD : RAPPORT NUMÉRIQUE DES SEXES À LA NAISSANCE DE 1,05

	Probabilité de survie, l(x)						
Niveau	*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

Tableau 243

PROBABILITÉS DE SURVIE, $l(x)$, ENTRE 0 ET 15 ANS D'ÂGE, POUR L'ENSEMBLE DES DEUX SEXES, SELON LE MODÈLE NORD : RAPPORT NUMÉRIQUE DES SEXES À LA NAISSANCE DE 1,06

	Probabilité de survie, l(x)						
Niveau	*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

Tableau 244

PROBABILITÉS DE SURVIE, $l(x)$, ENTRE 0 ET 15 ANS D'ÂGE, POUR L'ENSEMBLE DES DEUX SEXES, SELON LE MODÈLE NORD : RAPPORT NUMÉRIQUE DES SEXES À LA NAISSANCE DE 1,07

	Probabilité de survie, l(x)						
Niveau	*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

Tableau 245

PROBABILITÉS DE SURVIE, $l(x)$, ENTRE 0 ET 15 ANS D'ÂGE, POUR L'ENSEMBLE DES DEUX SEXES, SELON LE MODÈLE SUD : RAPPORT NUMÉRIQUE DES SEXES À LA NAISSANCE DE 1,02

	Probabilité de survie, l(x)						
Niveau	*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

Tableau 246

PROBABILITÉS DE SURVIE, $l(x)$, ENTRE 0 ET 15 ANS D'ÂGE, POUR L'ENSEMBLE DES DEUX SEXES, SELON LE MODÈLE SUD : RAPPORT NUMÉRIQUE DES SEXES À LA NAISSANCE DE 1,03

	Probabilité de survie, l(x)						
Niveau	*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

Tableau 247

PROBABILITÉS DE SURVIE, $l(x)$, ENTRE 0 ET 15 ANS D'ÂGE, POUR L'ENSEMBLE DES DEUX SEXES, SELON LE MODÈLE SUD : RAPPORT NUMÉRIQUE DES SEXES À LA NAISSANCE DE 1,04

	Probabilité de survie, l(x)						
Niveau	*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

Tableau 248

PROBABILITÉS DE SURVIE, $l(x)$, ENTRE 0 ET 15 ANS D'ÂGE, POUR L'ENSEMBLE DES DEUX SEXES, SELON LE MODÈLE SUD : RAPPORT NUMÉRIQUE DES SEXES À LA NAISSANCE DE 1,05

	Probabilité de survie, l(x)						
Niveau	*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

Tableau 249

PROBABILITÉS DE SURVIE, $l(x)$, ENTRE 0 ET 15 ANS D'ÂGE POUR L'ENSEMBLE DES DEUX SEXES, SELON LE MODÈLE SUD : RAPPORT NUMÉRIQUE DES SEXES À LA NAISSANCE DE 1,06

	Probabilité de survie, l(x)						
Niveau	*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

Tableau 250

PROBABILITÉS DE SURVIE, $l(x)$, ENTRE 0 ET 15 ANS D'ÂGE, POUR L'ENSEMBLE DES DEUX SEXES, SELON LE MODÈLE SUD : RAPPORT NUMÉRIQUE DES SEXES À LA NAISSANCE DE 1,07

	Probabilité de survie, l(x)						
Niveau	*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

Tableau 251

PROBABILITÉS DE SURVIE, $l(x)$, ENTRE 0 ET 15 ANS D'ÂGE, POUR L'ENSEMBLE DES DEUX SEXES, SELON LE MODÈLE EST : RAPPORT NUMÉRIQUE DES SEXES À LA NAISSANCE DE 1,02

	Probabilité de survie, l(x)						
Niveau	*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

Tableau 252

PROBABILITÉS DE SURVIE, $l(x)$, ENTRE 0 ET 15 ANS D'ÂGE, POUR L'ENSEMBLE DES DEUX SEXES, SELON LE MODÈLE EST : RAPPORT NUMÉRIQUE DES SEXES À LA NAISSANCE DE 1,03

	Probabilité de survie, l(x)						
Niveau	*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

Tableau 253

PROBABILITÉS DE SURVIE, $l(x)$, ENTRE 0 ET 15 ANS D'ÂGE, POUR L'ENSEMBLE DES DEUX SEXES, SELON LE MODÈLE EST : RAPPORT NUMÉRIQUE DES SEXES À LA NAISSANCE DE 1,04

	Probabilité de survie, l(x)						
Niveau	*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

Tableau 254

PROBABILITÉS DE SURVIE, $l(x)$, ENTRE 0 ET 15 ANS D'ÂGE, POUR L'ENSEMBLE DES DEUX SEXES, SELON LE MODÈLE EST : RAPPORT NUMÉRIQUE DES SEXES À LA NAISSANCE DE 1,05

	Probabilité de survie, l(x)						
Niveau	*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

Tableau 255

PROBABILITÉS DE SURVIE, $l(x)$, ENTRE 0 ET 15 ANS D'ÂGE, POUR L'ENSEMBLE DES DEUX SEXES, SELON LE MODÈLE EST : RAPPORT NUMÉRIQUE DES SEXES À LA NAISSANCE DE 1,06

	Probabilité de survie, l(x)						
Niveau	*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

Tableau 256

PROBABILITÉS DE SURVIE, $l(x)$, ENTRE 0 ET 15 ANS D'ÂGE, POUR L'ENSEMBLE DES DEUX SEXES, SELON LE MODÈLE EST : RAPPORT NUMÉRIQUE DES SEXES À LA NAISSANCE DE 1,07

	Probabilité de survie, l(x)						
Niveau	*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

Tableau 257

PROBABILITÉS DE SURVIE, $l(x)$, ENTRE 0 ET 15 ANS D'ÂGE, POUR L'ENSEMBLE DES DEUX SEXES, SELON LE MODÈLE OUEST : RAPPORT NUMÉRIQUE DES SEXES À LA NAISSANCE DE 1,02

	Probabilité de survie, l(x)						
Niveau	*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

Tableau 258

PROBABILITÉS DE SURVIE, $l(x)$, ENTRE 0 ET 15 ANS D'ÂGE, POUR L'ENSEMBLE DES DEUX SEXES, SELON LE MODÈLE OUEST : RAPPORT NUMÉRIQUE DES SEXES À LA NAISSANCE DE 1,03

	Probabilité de survie, l(x)						
Niveau	*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

Tableau 259

PROBABILITÉS DE SURVIE, $l(x)$, ENTRE 0 ET 15 ANS D'ÂGE, POUR L'ENSEMBLE DES DEUX SEXES, SELON LE MODÈLE OUEST : RAPPORT NUMÉRIQUE DES SEXES À LA NAISSANCE DE 1,04

	Probabilité de survie, l(x)						
Niveau	*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

Tableau 260

PROBABILITÉS DE SURVIE, $l(x)$, ENTRE 0 ET 15 ANS D'ÂGE, POUR L'ENSEMBLE DES DEUX SEXES, SELON LE MODÈLE OUEST : RAPPORT NUMÉRIQUE DES SEXES À LA NAISSANCE DE 1,05

	Probabilité de survie, l(x)						
Niveau	*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

Tableau 261

PROBABILITÉS DE SURVIE, $l(x)$, ENTRE 0 ET 15 ANS D'ÂGE, POUR L'ENSEMBLE DES DEUX SEXES, SELON LE MODÈLE OUEST : RAPPORT NUMÉRIQUE DES SEXES À LA NAISSANCE DE 1,06

	Probabilité de survie, l(x)						
Niveau	*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

Tableau 262

PROBABILITÉS DE SURVIE, $l(x)$, ENTRE 0 ET 15 ANS D'ÂGE, POUR L'ENSEMBLE DES DEUX SEXES, SELON LE MODÈLE OUEST : RAPPORT NUMÉRIQUE DES SEXES À LA NAISSANCE DE 1,07

	Probabilité de survie, l(x)						
Niveau	*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

Annexe X

PROBABILITÉS DE SURVIE SUR CINQ ET DIX ANS SELON LES TABLES TYPES DE MORTALITÉ COALE-DEMENY[a]

Tableau 263

PROBABILITÉS DE SURVIE SUR CINQ ANS, ${}_5S_{x,x+4}$, POPULATION FÉMININE, MODÈLE NORD

Âge x	Probabilité de survie, ${}_5S_{x,x+4}$, pour le niveau de mortalité :							
	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] Pour l'intervalle d'âge ouvert 75+, la valeur indiquée est le rapport $T(80)/T(75)$.

Tableau 264

PROBABILITÉS DE SURVIE SUR CINQ ANS, ${}_5S_{x,x+4}$, POPULATION FÉMININE, MODÈLE SUD

Âge x	*Probabilité de survie,* ${}_5S_{x,x+4}$, *pour le niveau de mortalité :*							
	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] Pour l'intervalle d'âge ouvert 75 +, la valeur indiquée est le rapport $T(80)/T(75)$.

Tableau 265

PROBABILITÉS DE SURVIE SUR CINQ ANS, ${}_5S_{x,x+4}$, POPULATION FÉMININE, MODÈLE EST

Âge x	Probabilité de survie, ${}_5S_{x,x+4}$, pour le niveau de mortalité :							
	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] Pour l'intervalle d'âge ouvert 75+, la valeur indiquée est le rapport $T(80)/T(75)$.

Tableau 266

PROBABILITÉS DE SURVIE SUR CINQ ANS, ${}_5S_{x,x+4}$, POPULATION FÉMININE, MODÈLE OUEST

Age x	*Probabilité de survie,* ${}_5S_{x,x+4}$*, pour le niveau de mortalité :*							
	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] Pour l'intervalle d'âge ouvert 75+, la valeur indiquée est le rapport $T(80)/T(75)$.

Tableau 267

PROBABILITÉS DE SURVIE SUR CINQ ANS, ${}_5S_{x,x+4}$, POPULATION MASCULINE, MODÈLE NORD

Age x	*Probabilité de survie,* ${}_5S_{x,x+4}$, *pour le niveau de mortalité :*							
	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] Pour l'intervalle ouvert 75+, la valeur indiquée est le rapport $T(80)/T(75)$.

Tableau 268

PROBABILITÉS DE SURVIE SUR CINQ ANS, ${}_5S_{x,x+4}$, POPULATION MASCULINE, MODÈLE SUD

Âge x	*Probabilité de survie, ${}_5S_{x,x+4}$, pour le niveau de mortalité :*							
	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] Pour l'intervalle ouvert 75+, la valeur indiquée est le rapport $T(80)/T(75)$.

Tableau 269

PROBABILITÉS DE SURVIE SUR CINQ ANS, ${}_5S_{x,x+4}$, POPULATION MASCULINE, MODÈLE EST

Age x	*Probabilité de survie,* ${}_5S_{x,x+4}$, *pour le niveau de mortalité :*							
	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] Pour l'intervalle ouvert 75+, la valeur indiquée est le rapport $T(80)/T(75)$.

Tableau 270

PROBABILITÉS DE SURVIE SUR CINQ ANS, ${}_5S_{x,x+4}$, POPULATION MASCULINE, MODÈLE OUEST

Age x	*Probabilité de survie,* ${}_5S_{x,x+4}$*, pour le niveau de mortalité :*							
	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] Pour l'intervalle ouvert 75+, la valeur indiquée est le rapport $T(80)/T(75)$.

Tableau 271

PROBABILITÉS DE SURVIE SUR DIX ANS, ${}_{10}S_{x,x+4}$, POPULATION FÉMININE, MODÈLE NORD

Age x	*Probabilité de survie,* ${}_{10}S_{x,x+4}$*, pour le niveau de mortalité :*							
	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] Pour l'intervalle ouvert 70+, la valeur indiquée est le rapport $T(80)/T(70)$.

Tableau 272

PROBABILITÉS DE SURVIE SUR DIX ANS, ${}_{10}S_{x,x+4}$, POPULATION FÉMININE, MODÈLE SUD

Age *x*	*Probabilité de survie,* ${}_{10}S_{x,x+4}$, *pour le niveau de mortalité :*							
	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] Pour l'intervalle ouvert 70+, la valeur indiquée est le rapport $T(80)/T(70)$.

Tableau 273

PROBABILITÉS DE SURVIE SUR DIX ANS, ${}_{10}S_{x,x+4}$, POPULATION FÉMININE, MODÈLE EST

Age	*Probabilité de survie,* ${}_{10}S_{x,x+4}$, *pour le niveau de mortalité :*							
x	*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] Pour l'intervalle ouvert 70+, la valeur indiquée est le rapport $T(80)/T(70)$.

Tableau 274

PROBABILITÉS DE SURVIE SUR DIX ANS, ${}_{10}S_{x,x+4}$, POPULATION FÉMININE, MODÈLE OUEST

Âge x	*Probabilité de survie, ${}_{10}S_{x,x+4}$, pour le niveau de mortalité :*							
	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] Pour l'intervalle ouvert 70+, la valeur indiquée est le rapport $T(80)/T(70)$.

Tableau 275

PROBABILITÉS DE SURVIE SUR DIX ANS, ${}_{10}S_{x,x+4}$, POPULATION MASCULINE, MODÈLE NORD

Age x	*Probabilité de survie,* ${}_{10}S_{x,x+4}$, *pour le niveau de mortalité :*							
	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] Pour l'intervalle ouvert 70+, la valeur indiquée est le rapport $T(80)/T(70)$.

Tableau 276

PROBABILITÉS DE SURVIE SUR DIX ANS, ${}_{10}S_{x,x+4}$, POPULATION MASCULINE, MODÈLE SUD

Âge x	*Probabilité de survie, ${}_{10}S_{x,x+4}$, pour le niveau de mortalité :*							
	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] Pour l'intervalle ouvert 70+, la valeur indiquée est le rapport $T(80)/T(70)$.

Tableau 277

PROBABILITÉS DE SURVIE SUR DIX ANS, ${}_{10}S_{x,x+4}$, POPULATION MASCULINE, MODÈLE EST

Age x	*Probabilité de survie, ${}_{10}S_{x,x+4}$, pour le niveau de mortalité :*							
	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] Pour l'intervalle ouvert 70+, la valeur indiquée est le rapport $T(80)/T(70)$.

Tableau 278

PROBABILITÉS DE SURVIE SUR DIX ANS, ${}_{10}S_{x,x+4}$, POPULATION MASCULINE, MODÈLE OUEST

Age x	*Probabilité de survie,* ${}_{10}S_{x,x+4}$, *pour le niveau de mortalité :*							
	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] Pour l'intervalle ouvert 70+, la valeur indiquée est le rapport $T(80)/T(70)$.

Annexe XI

VALEURS DE LA FONCTION LOGIT PAR ANNÉES D'ÂGE POUR LES TABLES TYPES DE MORTALITÉ COALE-DEMENY, POPULATION FÉMININE, NIVEAU 16

Tableau 279

TRANSFORMATION LOGIT DU COMPLÉMENT DE LA PROBABILITE DE SURVIE, $1 - l(x)$, MODÈLE NORD

Age x	*Logit de* $1 - l(x)$	*Age* x	*Logit de* $1 - l(x)$	*Age* x	*Logit 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

Tableau 280

TRANSFORMATION LOGIT DU COMPLÉMENT DE LA PROBABILITÉ DE SURVIE, $1 - l(x)$, MODÈLE SUD

Age x	*Logit de* $1 - l(x)$	*Age* x	*Logit de* $1 - l(x)$	*Age* x	*Logit 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

Tableau 281

TRANSFORMATION LOGIT DU COMPLÉMENT DE LA PROBABILITÉ DE SURVIE, $1 - l(x)$, MODÈLE EST

Age x	*Logit de* $1 - l(x)$	*Age* x	*Logit de* $1 - l(x)$	*Age* x	*Logit 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

Tableau 282

TRANSFORMATION LOGIT DU COMPLÉMENT DE LA PROBABILITÉ DE SURVIE, $1 - l(x)$, MODÈLE OUEST

Age x	*Logit de* $1 - l(x)$	*Age* x	*Logit de* $1 - l(x)$	*Age* x	*Logit 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

Annexe XII

GLOSSAIRE[a]

Age moyen au premier mariage (AMPM) : âge moyen des célibataires à leur mariage, déterminé à partir d'un ensemble de proportions de personnes célibataires à différents âges ou groupes d'âge, que l'on calcule en général séparément pour les hommes et les femmes.

Age moyen de procréation (ou *âge moyen de reproduction) :* âge moyen auquel une cohorte de femmes, échappant à toute mortalité, donne naissance à des enfants, calculé à partir d'un ensemble de taux de fécondité par âge.

Age moyen de procréation dans la population : âge moyen des mères des enfants nés au cours de l'année dans la population considérée. Cette mesure tient compte à la fois de la mortalité et de la composition par âge.

Attraction de certains âges ou phénomène des nombres attractifs : il s'agit de la tendance constatée parmi les enquêteurs, comme parmi les enquêtés, à enregistrer ou à déclarer un âge de préférence à un autre. On observe, en effet, fréquemment une tendance à enregistrer ou à déclarer l'âge en nombres ronds ou en multiples de 5.

Coefficient de survie : probabilité de survie d'un âge à un autre; le coefficient de survie est souvent calculé par groupe d'âge et, en ce cas, il correspond au coefficient de la fonction nombre d'années-personne vécues, ${}_nL_x$, d'une table de mortalité. On emploie aussi l'expression "probabilité(s) de survie".

Cohorte : ensemble des individus ayant vécu un événement semblable au cours d'une même période de temps. Ainsi, une cohorte d'âge est un ensemble d'individus nés au cours d'une période donnée et une cohorte de nuptialité est un ensemble d'individus qui se sont mariés au cours d'une période donnée. On détermine fréquemment les effets d'une série particulière de taux de mortalité ou de fécondité en appliquant ceux-ci à des cohortes hypothétiques (ou fictives).

Double système de rassemblement des données : voir "Technique Chandrasekaran-Deming".

Enfants nés vivants : nombre d'enfants nés vivants d'une femme donnée; cette expression est synonyme de parité. En démographie, il est d'usage d'exclure systématiquement de ce total les naissances de mort-nés.

Enquête rétrospective : enquête qui permet d'obtenir des renseignements concernant les événements démographiques qui se sont produits au cours d'une période de temps précédente, laquelle se termine généralement à la date de l'enquête.

Espérance de vie à la naissance : nombre moyen d'années qu'un membre d'une cohorte devrait normalement vivre si l'on soumettait la cohorte aux conditions de mortalité exprimées par un ensemble bien défini de taux de mortalité par âge. Pour l'exprimer dans le langage des tables de mortalité, on emploie le symbole e_0.

Fécondité au cours d'une période : fécondité observée au cours d'une période de temps donnée parmi les femmes appartenant à toutes les cohortes d'âge ou de nuptialité pertinentes; voir également "Fécondité d'une cohorte".

Fécondité cumulée : estimation du nombre total moyen d'enfants issus de femmes d'un âge donné, désigné par x; on l'obtient par addition des taux de fécondité par âge successifs jusqu'à l'âge x; on la calcule fréquemment aussi pour les groupes d'âge.

Fécondité des mariages : toute mesure de la fécondité ou de la productivité dans laquelle le numérateur est le nombre des naissances observé parmi les femmes mariées et le dénominateur le nombre d'années-personne vécues également par les femmes mariées. Dans certains cas, les mariages consensuels ou unions libres sont inclus parmi les mariages.

Fécondité d'une cohorte : la fécondité effective observée au cours du temps parmi un groupe de femmes ou d'hommes constituant une cohorte d'âge ou de nuptialité. L'analyse de la fécondité d'une cohorte est à distinguer de celle de la fécondité au cours d'une période.

Fécondité naturelle : structure par âge de la fécondité des mariages observée parmi les populations qui ne pratiquent pas la contraception et dont le comportement procréateur n'est pas modifié par le nombre d'enfants déjà nés.

Fiche de fécondité : désigne soit une fiche de parité, soit une fiche gynécologique.

Fiche de parité : enregistrement du nombre total d'enfants nés d'une même femme; voir également "fiche gynécologique". D'une façon générale, on enregistre également le sexe de chaque enfant, l'âge de celui-ci à la date de l'interrogatoire et, le cas échéant, la date de son décès.

Fiche gynécologique : document où sont indiqués le nombre total et les dates des grossesses observées chez une femme donnée. Il est pris note également de l'issue de chaque grossesse — naissance vivante, enfant mort-né, décès intra-utérin.

Indice de l'ONU pour mesurer la précision des déclarations concernant l'âge et le sexe : indice de l'exactitude des déclarations concernant l'âge établi à partir des déviations par rapport à la régularité escomptée de l'effectif de la population et du rapport numérique des sexes, pour chaque groupe d'âge successivement. L'indice est calculé en faisant la somme des éléments suivants : *a*) la déviation moyenne absolue par rapport à 100 des rapports d'âge dans la population masculine; *b*) la déviation moyenne absolue par rapport à 100 des rapports d'âge dans la population féminine; *c*) trois fois la moyenne de l'écart absolu d'un groupe d'âge au suivant entre les rapports numériques des sexes qui ont été observés. L'ONU classe les données relatives à l'âge et au sexe en "données précises", "données imprécises" et "données très imprécises" selon que l'indice est inférieur à 20, qu'il se situe entre 20 et 40 ou qu'il est supérieur à 40.

Indice de Myers : indice de l'attraction de certains âges (phénomène des nombres attractifs) qui, pour l'essentiel, donne successivement l'effectif total de la population dont l'âge se termine par chacun des chiffres dans une fourchette d'âge donnée, le plus souvent de 10 à 89 ans, et exprime ce total sous la forme d'un pourcentage de la population totale; il permet d'éviter l'erreur systématique résultant du fait que la population n'est pas uniformément répartie entre tous les âges : on répète dix fois les calculs, une fois pour chacun des premiers chiffres de chaque nombre et l'on fait la moyenne des résultats obtenus. L'écart entre le pourcentage moyen pour chaque chiffre et la valeur escomptée de 10 p. 100 donne une mesure de la force d'attraction ou de rejet du chiffre en question dans la fourchette d'âge considérée.

Indice de Whipple : mesure de la précision des déclarations d'âge d'après le degré de préférence observé pour un ou plusieurs chiffres cibles déterminés. Pour l'essentiel, cet indice se fonde sur une comparaison de l'effectif de la population déclarée à des âges qui se terminent par le ou les chiffres cibles et celui que l'on aurait enregistré si l'effectif de la population était une fonction linéaire de l'âge. Pour une certaine fourchette d'âge, qui est le plus souvent de 23 à 62 ans, on fait le quotient de l'effectif de la population dont les âges se terminent par les chiffres cibles et du dixième de l'effectif total de la population; le résultat obtenu est alors multiplié par 100 et divisé par le nombre des différents chiffres cibles. Un indice égal à 100 ne fait apparaître aucune préférence pour ces chiffres, alors qu'un indice supérieur à 100 est le signe d'une préférence positive pour ces derniers.

Logit : la fonction logit d'une proportion p s'exprime par la formule $\frac{1}{2}\ln[p/(1-p)]$. Comme il s'agit d'une transformation de linéarisation, on a proposé d'employer la fonction logit comme base d'un système de tables types de mortalité dans lequel la fonction logit

[a] Les termes et expressions placés entre guillemets sont eux-mêmes définis dans le présent glossaire.

d'une probabilité de décès à l'âge $x({}_xq_o)$ est rattaché linéairement à celle d'une probabilité type de décès à l'âge $x({}_xq_o^s)$ de sorte que l'on obtient l'expression suivante :

$$logit\ ({}_xq_0) = \alpha + \beta[logit({}_xq_0^s)]$$

où α est une mesure du niveau de mortalité par rapport à la probabilité type et β désigne un paramètre qui modifie la forme de la fonction de mortalité type.

Médiane : valeur associée au membre central d'un ensemble d'observations organisé selon la dimension ou telle ou telle autre caractéristique exprimée par des nombres.

Méthode de la projection rétrospective : technique qui permet d'estimer l'effectif d'une population précédente à partir d'une population observée, en tenant compte des membres de cette population qui devraient être décédés si l'on se réfère aux conditions de mortalité observées ou présumées. On emploie cette méthode pour estimer la fécondité en calculant, à partir du nombre observé de survivants ayant atteint l'âge x le nombre des naissances qui ont dû intervenir x années auparavant. (Dans les cas où les conditions de fécondité et de mortalité sont connues ou peuvent être estimées avec assez de précision, on peut appliquer la méthode de la projection rétrospective pour estimer la migration).

Méthode du quotient P/F : test de cohérence appliqué aux renseignements concernant la fécondité obtenus par enquête. On applique la méthode cumulative aux renseignements relatifs aux taux de fécondité observés récemment pour obtenir des mesures équivalant à des parités moyennes. On peut alors comparer, pour en vérifier la cohérence, la descendance finale (ou la productivité finale) présentée sous la forme des parités moyennes déclarées par groupe d'âge, soit P, avec les valeurs équivalentes de la fécondité, soit F, en calculant le rapport P/F pour des groupes d'âge successifs. Si cela permet de confirmer certaines hypothèses concernant la manière dont se présentent les erreurs, il devient parfois possible d'aboutir à une estimation plus exacte de la fécondité en corrigeant la structure par âge de la fécondité à l'époque considérée de façon qu'elle concorde avec le niveau de productivité finale tel qu'il ressort des réponses des femmes les plus jeunes.

Méthode mère-progéniture : cette méthode est une élaboration de la méthode de la projection rétrospective appliquée à l'estimation de la fécondité; il s'agit d'obtenir des estimations des taux de fécondité par âge concernant une période récente en établissant une relation entre les mères et leur progéniture; on se sert pour cela des renseignements relatifs aux relations familiales et aux autres caractéristiques obtenus à l'occasion d'un recensement ou d'une enquête.

Migration nette ou balance migratoire : différence entre l'immigration brute et l'émigration brute.

Mouvement de la population résultant de la migration : la somme des entrées d'immigrants déduction faite des sorties d'émigrants au cours d'une période de temps donnée. On peut également exprimer la variation sous la forme d'un taux en divisant l'écart observé par le nombre d'années-personne vécues dans la population au cours de la même période.

Moyennes mobiles : calculs successifs de la moyenne de deux ou plusieurs valeurs adjacentes d'une série donnée, afin de réduire l'ampleur des fluctuations éventuelles.

Parité : voir "Enfants nés vivants".

Parité hypothétique ou parité fictive : parité moyenne calculée pour une cohorte hypothétique (ou fictive) qui serait exposée sans limite de temps à un ensemble de taux de fécondité par âge calculés pour une période donnée.

Période de procréation (ou *période de reproduction) :* la période de la vie pendant laquelle les femmes sont capables de procréer; cette période va généralement de 14 à 49 ans ou, parfois, à 44 ans seulement.

Phénomène des nombres attractifs : voir "Attraction de certains âges".

Population présente : ensemble des personnes présentes au moment d'une énumération, y compris les personnes de passage et à l'exclusion des absents temporaires, c'est-à-dire des personnes absentes du lieu de leur résidence habituelle. Voir "Population résidente".

Population résidente : ensemble des personnes présentes au lieu de leur résidence habituelle au moment d'une énumération et des absents temporaires, c'est-à-dire des personnes absentes du lieu de leur résidence habituelle, mais à l'exclusion des personnes de passage.

Population stable : une population exposée pendant une longue période de temps à des taux de fécondité et de mortalité constants, en l'absence de toute migration, finit par se trouver dans une situation démographique caractérisée par une composition par âge qui reste fixe et un taux d'accroissement constant. Une telle population, dont la structure par âge et le taux d'accroissement restent constants est appelée population stable.

Population stationnaire : il s'agit d'une population stable dont le taux d'accroissement est nul, le nombre annuel de naissances et de décès demeurant constant. Sa structure par âge est déterminée par les taux de mortalité et correspond à la colonne intitulée *nombre d'années-personne vécues* $({}_nL_x)$ d'une table de mortalité classique.

Probabilité de survie : voir "Coefficient de survie".

Projection d'une composition par âge : méthode employée pour estimer quelle sera la composition par âge d'une population à une date ultérieure donnée, en projetant dans l'avenir une répartition par âge observée. Pour cela on utilise des coefficients de survie, lesquels sont fréquemment obtenus à partir de tables types de mortalité. Il s'agit au fond d'une forme de projection démographique pour laquelle on ne tiendrait pas compte des nouveaux entrants (naissances) dans la population.

Racine : cohorte d'âge hypothétique (ou fictive) qui sert de base au calcul d'une table de mortalité. Les valeurs les plus fréquentes sont 1, 1 000 et 100 000.

Rang de naissance : nombre ordinal qui exprime le rang d'une naissance vivante par rapport à tous les enfants précédemment nés vivants de la même femme (par exemple, le nombre 5 indique le rang de naissance du cinquième enfant né vivant d'une femme donnée).

Rapport d'âge : rapport du nombre de personnes dans un groupe d'âge donné au nombre moyen de personnes dans les deux groupes d'âge voisins, multiplié par 100.

Rapport numérique des sexes à la naissance (RSN) (taux de masculinité) : nombre de naissances masculines pour chaque naissance féminine ou nombre de naissances masculines pour 100 naissances féminines.

Robustesse : caractéristique des estimations qui sont relativement peu sensibles aux effets des écarts par rapport aux hypothèses qui ont servi de point de départ à la procédure d'estimation.

Structure par âge (ou composition par âge) de la fécondité : répartition relative d'un ensemble de taux de fécondité par âge. Cette notion exprime la contribution relative de chaque groupe d'âge à la fécondité totale ou natalité totale.

Table de mortalité : indique le nombre de survivants à différents âges (jusqu'à l'âge le plus élevé qui ait été atteint) dans une cohorte hypothétique exposée depuis la date de naissance à un ensemble particulier de taux de mortalité par âge. Les taux sont en général ceux qui ont été observés dans une population donnée au cours d'une période de temps bien définie. Les survivants de la "racine" qui ont atteint l'âge x sont généralement désignés par le symbole $l(x)$. Les séries de tableaux qui sont généralement jointes à la table de mortalité comportent d'autres éléments caractéristiques de la vie effective de la cohorte : l'espérance de vie à chaque âge x, désignée par le symbole e_x; la probabilité de survie de l'âge x à l'âge $x + n$, désignée par le symbole ${}_nq_x$; le nombre d'années-personne vécues par la cohorte hypothétique en passant de l'âge x à l'âge $x + n$, désigné par le symbole ${}_nL_x$ (ce qui équivaut également à la population d'âge x, $x + n$ dans une population stationnaire dans laquelle le nombre annuel des naissances est égal à la racine de la table de mortalité); et le nombre d'années-personne vécues par la cohorte hypothétique à partir de l'âge x, désigné par le symbole $T(x)$.

Table type de mortalité : expression d'une mortalité effective type que l'on détermine à partir d'un groupe de tables de mortalité observées.

Taux brut de mortalité : obtenu en divisant le nombre de décès dans une population au cours d'une période donnée par le nombre d'années-personne vécues par la population pendant la même période. Le taux brut de mortalité est généralement exprimé en nombre de décès pour 1 000 habitants. Le taux brut de mortalité pour une seule année s'obtient généralement en divisant le nombre de décès enregistrés au cours de l'année par l'effectif de la population à mi-année.

Taux brut de natalité : obtenu en divisant le nombre des naissances dans une population au cours d'une période donnée par le nombre d'années-personne vécues pendant la même période par la population. Le taux brut de mortalité est généralement exprimé en nombre de décès pour 1 000 habitants. Le taux brut de mortalité pour une seule année s'obtient généralement en divisant le nombre de naissances enregistrées au cours de l'année par l'effectif de la population à mi-année.

Taux brut de reproduction (TBR) : nombre moyen d'enfants du sexe féminin que mettrait au monde une femme qui vivrait jusqu'à la fin de

sa période de procréation et qui, pendant toute cette période, serait soumise à un ensemble précis de taux de fécondité par âge et à un rapport numérique des sexes à la naissance donné. Cet indice est une mesure de la capacité de reproduction en l'absence de toute mortalité.

Taux d'accroissement (de la population) : obtenu en divisant l'augmentation ou la diminution de l'effectif d'une population au cours d'une période donnée par le nombre d'années-personne vécues par la population pendant la même période. Le taux d'accroissement d'une population résulte d'un excédent (ou d'un déficit) des naissances par rapport aux décès ou d'immigrants par rapport aux émigrants. (L'augmentation annuelle est fréquemment exprimée sous la forme d'une fraction de la population totale au début de l'année, mais cette formule classique présente l'inconvénient de ne pas être d'application facile quand l'analyse porte sur un intervalle de 5 ans et de ne pas correspondre à la différence entre le taux de natalité et le taux de mortalité, même en l'absence de toute migration.) Voir également "Taux d'accroissement naturel".

Taux d'accroissement naturel : obtenu en divisant la différence entre le nombre des naissances et celui des décès observés au cours d'une période de temps donnée par le nombre d'années-personne vécues par la population au cours de la même période. Ce taux, qui exclut spécifiquement les mouvements de population résultant de la migration, correspond à la différence entre le taux brut de natalité et le taux brut de mortalité.

Taux de fécondité générale : rapport du nombre de naissances vivantes au cours d'une période donnée au nombre d'années-personne vécues pendant la même période par les femmes en âge de procréer. En général, on calcule le taux de fécondité générale pendant une année en divisant le nombre de naissances à mi-année par le nombre de femmes en âge de procréer à la même date.

Taux de fécondité par âge : obtenu en divisant le nombre des naissances observé pendant une période donnée parmi les femmes d'un âge donné, ou d'un groupe d'âge donné, par le nombre d'années-personne vécues au cours de la même période par les femmes du même âge ou du même groupe d'âge. Quand on calcule le taux de fécondité par âge pour une année civile, on divise généralement le nombre des naissances parmi les femmes de l'âge choisi par l'effectif à mi-année de la population féminine du même âge.

Taux de fécondité totale (TFR) : nombre moyen de naissances qui seraient observées par femme si toutes les femmes vivaient jusqu'à la fin de leur période de procréation et procréaient conformément à un ensemble donné de taux de fécondité par âge ; on se sert fréquemment de cet indice pour mesurer les conséquences des taux de naissance observés au cours d'une période donnée.

Taux de masculinité : voir "Rapport numérique des sexes à la naissance".

Taux de migration : obtenu en divisant le nombre de migrants pendant une période de temps donnée par le nombre d'années-personne vécues par la population sujette aux mouvements migratoires. Voir également "Mouvement de la population résultant de la migration"

Taux de mortalité : voir "Taux brut de mortalité"

Taux de mortalité infantile : nombre de décès de moins d'un an survenus au cours de la même année. On utilise également ce terme de façon plus rigoureuse pour désigner le nombre de décès de moins d'un an qui serait observé dans une table de mortalité dont la racine serait égale à 1 000, auquel cas le taux est exprimé par le symbole ${}_1q_0$.

Taux de mortalité par âge : obtenu en divisant le nombre de décès observé pendant une période donnée parmi les personnes (généralement classées par sexe) d'un âge donné, ou d'un groupe d'âge donné, par le nombre d'années-personne vécues au cours de la même période par les personnes du même âge ou du même groupe d'âge. Quand on calcule le taux de mortalité par âge pour une année civile, on divise généralement le nombre des décès parmi les personnes de l'âge choisi par l'effectif à mi-année de la population du même âge. En général, on exprime le taux de mortalité par âge par la formule ${}_nM_x$, soit le taux annuel de mortalité parmi les personnes dont l'âge se situe entre x et $x + n$ inclus.

Taux de natalité : voir "Taux brut de natalité".

Taux net de reproduction : nombre moyen d'enfants du sexe féminin nés de chacune des femmes d'une cohorte soumise à l'action de trois facteurs déterminés : un ensemble de taux de fécondité par âge, un ensemble de taux de mortalité par âge et un rapport numérique des sexes à la naissance. Cet indice donne la mesure de la capacité de reproduction dans certaines conditions de fécondité et de mortalité : il s'agit du rapport du nombre de filles au nombre de mères, dans l'hypothèse selon laquelle les conditions de fécondité et de mortalité qui ont été définies ne varient pas avec le temps.

Taux partiel de mortalité : proportion de la population qui part (c'est-à-dire qui sort pour cause de décès) d'une catégorie d'âge donnée au cours d'une année. Voir "Taux partiel de natalité".

Taux partiel de natalité : proportion de la population qui arrive (c'est-à-dire qui entre pour cause de naissance) dans une catégorie d'âge donnée au cours d'une année. En général, les catégories d'âge définies sont des intervalles ouverts; ainsi le taux de natalité partiel $x+$ s'applique à la proportion de la population ayant atteint ou dépassé l'âge x.

Taux types par âge (Méthode des) : méthode qui permet de corriger les taux bruts (notamment les taux bruts de natalité et de mortalité) de manière à atténuer les effets des différences de structure d'âge quand on compare les taux calculés pour différentes populations.

Technique Chandrasekaran-Deming : méthode employée pour estimer le taux de couverture de deux systèmes indépendants de rassemblement des données relatives à des événements, notamment des événements de nature démographique. Elle se fonde sur l'hypothèse selon laquelle la probabilité qu'un événement soit enregistré par un des systèmes reste le même, que cet événement soit ou non également enregistré par l'autre système. Les données fournies par les deux systèmes sont collationnées de façon à obtenir les valeurs suivantes : M, c'est-à-dire le nombre d'événements enregistrés par les deux systèmes; U_1, le nombre d'événements enregistrés par le seul système 1; et U_2, le nombre d'événements enregistrés par le seul système 2. La formule Chandrasekaran-Deming, qui permet alors d'estimer le nombre total d'événements, soit N, s'écrit comme suit :

$$\hat{N} = M + U_1 + U_2 + U_1 U_2 / M.$$

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.

Printed in U.S.A.
41113—May 1984—1,800

03200

United Nations publication
Sales No. F.83.XIII.2
ST/ESA/SER.A/81

(Suite de la page 2 de couverture.)

Septième manuel : Méthodes de projection des ménages et des familles. Anglais, espagnol, français, russe. 110 p., 5 dollars. ST/SOA/Ser.A/54. Numéro de vente : 73.XIII.2.

Huitième manuel : Méthodes de projection des populations urbaine et rurale. Anglais, espagnol, français, russe. 131 p., 7 dollars. ST/ESA/Ser.A/55. Numéro de vente : 74.XIII.3.

Methods of Measuring the Impact of Family Planning Programmes on Fertility: Problems and Issues. Anglais seulement. 200 p., 11 dollars. ST/ESA/Ser.A/61 Numéro de vente : 78.XIII.2.

Neuvième manuel : Méthodologie des mesures de l'effet exercé sur la fécondité par les programmes de planification de la famille. Anglais, espagnol, français. 171 p., 12 dollars. ST/ESA/Ser.A/66. Numéro de vente : 78.XIII.8.

Prospects of Population: Methodology and Assumptions. Anglais seulement. 292 p., 18 dollars. ST/ESA/Ser.A/67. Numéro de vente : 79.XIII.3.

Population and Development Modelling. Anglais seulement. 129 p., 12 dollars. ST/ESA/Ser.A/73. Numéro de vente : 81.XIII.2.

Estimations de la population future

***Selected Demographic Indicators by Country, 1950–2000: Demographic estimates and projections as assessed in 1978*. Anglais seulement. ST/ESA/Ser.R/38.

Les perspectives d'avenir de la population mondiale, évaluées en 1980. Anglais, espagnol, français. 101 p., 9 dollars. ST/ESA/Ser.A/78. Numéro de vente : 81.XIII.8.

Bulletin démographique des Nations Unies

N° 8 Articles sur les nouvelles directions des recherches démographiques, les mouvements de l'urbanisation dans l'histoire, les nouvelles projections démographiques mondiales, les conséquences de mouvements futurs de population en Europe, la politique de la population et de l'emploi et autres sujets. Anglais, espagnol, français, 124 p., 10 dollars. ST/ESA/Ser.N/8. Numéro de vente : 76.XIII.3.

N° 9 Articles sur les politiques de population en Europe et en Amérique du Nord, les conséquences des facteurs économiques, sociaux et démographiques sur les niveaux de fécondité et de mortalité; quelques documentations et les résultats du Groupe spécial d'experts sur les modèles démographiques; et autres sujets. Anglais, espagnol et français. 62 p., 5 dollars. ST/ESA/Ser.N/9. Numéro de vente : 77.XIII.3.

N° 10 Articles sur les facteurs démographiques et socio-économiques du développement; mesures antinatalistes; assistance à la régulation de la fécondité au sein des Nations Unies; modèles démo-économiques de planification du développement; méthode d'estimation de la mortalité de Brass. Anglais, espagnol et français. 98 p., 7 dollars. ST/ESA/Ser.N/10. Numéro de vente : 78.XIII.6.

N° 11 Articles sur les prévisions de la fécondité dans les pays développés; méthodes nouvelles de prévision de la fécondité; perspectives d'avenir de la baisse de la mortalité; aspects démographiques des modifications du volume et de la structure de la consommation; rapports de la Réunion du Groupe d'experts ONU/FNUAP de l'accroissement démographique transitoire et du développement socio-économique et de la Réunion du Groupe spécial d'experts des projections démographiques. Anglais, espagnol et français. 79 p., 5 dollars. ST/ESA/Ser.N/11. Numéro de vente : 78.XIII.7.

N° 12 Articles sur les tendances et les politiques démographiques; la situation démographique des pays développés; population et nouvel ordre international; croissance démographique et développement économique; migrations intérieures aux Philippines; tableau détaché des indicateurs démographiques et de politique démographique. Anglais, espagnol et français. 107 p., 8 dollars. ST/ESA/Ser.N/12. Numéro de vente : 80.XIII.2.

N° 13 Articles on socio-economic determinants of and differentials in mortality; trends in fertility levels in the Soviet Union; interrelationships between population, resources, environment and development; population-development modelling. Anglais et espagnol. Français sous presse. 92 p., 8 dollars. ST/ESA/Series N/13. Numéro de vente : 81.XIII.4.

Publications démographiques diverses

**Dictionnaire démographique multilingue*. Anglais, espagnol, français, russe. 105 p., 1 dollar. ST/SOA/Ser.A/29. Numéro de vente : 58.XIII.4.

Actes des Congrès mondiaux de la population

Rome, 1954 (31 août-10 septembre)

**Rapport général*. Anglais, espagnol, français. 211 p., 1 dollar. E/CONF.13/412. Numéro de vente : 55.XIII.8.

**Communications*. Six volumes. Mémoires dans la langue originale. 1,50 dollar le volume. E/CONF.13/413 à 418. Numéro de vente : 55.XIII.8.

Belgrade, 1965 (30 août-10 septembre)

La population mondiale : les problèmes qu'elle pose pour le développement. Résumé non technique des principaux débats du Congrès de 1965. Anglais, espagnol, français, russe. 99 p., 75 cents. E/CONF.41/1. Numéro de vente : 66.XIII.4.

**Volume I : Rapport général*. Anglais, espagnol, français, russe. 392 p., 5,50 dollars. E/CONF.41/2. Numéro de vente : 66.XIII.5.

**Mémoires*. Trois volumes. Anglais, espagnol, français. E/CONF.41/3 à 5. Numéro de vente : 66.XIII.6-8.

Bucarest, 1974 (19-30 août 1974)

The Population Debate: Dimensions and Perspectives

Mémoires. Deux volumes; mémoires dans la langue originale. 30 dollars le volume. ST/ESA/Ser.A/57 et ST/ESA/Ser.A/57/Add.1. Numéro de vente : A/E/F./75.XIII.4-5.

Rapport de la Conférence mondiale des Nations Unies sur la population, 1974. Anglais, chinois, espagnol, français et russe. 169 p., 7 dollars. E/CONF.60/19. Numéro de vente : 75.XIII.3.

***Selected Factors Affecting Fertility and Fertility Preferences in Developing Countries*. Anglais seulement. ST/ESA/Ser.R/37.

***Some Socio-Demographic Correlates of Income Inequalities: A Case Study of the Philippines*. Anglais seulement. ST/ESA/Ser.R/39.

***Variations in the Incidence of Knowledge and Use of Contraception*. Anglais seulement. ST/ESA/Ser.R/40.

***The International Population Information Network (POPIN): Report of the Consultative Meeting, Geneva, 27 to 30 April 1981*. Anglais seulement. ST/ESA/Ser.R/42.

***The Mapping of Interrelationships Between Population and Development*. Anglais seulement. ST/ESA/Ser.R/43.

Etudes par pays sur les politiques de population (ST/ESA/Ser.R/. . .)**

Expérience nationale dans la formulation et l'exécution des politiques de population :

Arabie saoudite, anglais seulement (R/35); *Cuba*, anglais, espagnol (R/17); *Ghana*, anglais seulement (R/27); *Guinée*, anglais, français (R/30); *Indonésie*, anglais seulement (R/32); *Iraq*, anglais seulement (R/36); *Madagascar*, anglais, français (R/22); *Malaisie*, anglais seulement (R/29); *Mali*, anglais, français (R/24); *Mexique*, anglais, espagnol (R/18); *Mozambique*, anglais seulement (R/41); *Népal*, anglais seulement (R/34); *Oman*, anglais seulement (R/25); *Panama*, anglais, espagnol (R/19); *Pérou*, anglais, espagnol (R/20); *République-Unie de Tanzanie*, anglais seulement (R/28); *Tchad*, anglais, français (R/23); *Thaïlande*, anglais seulement (R/31); *Trinité-et-Tobago*, anglais seulement (R/21); *Yémen*, anglais seulement (R/26).

---

*Epuisé. Disponible dans les bibliothèques dépositaires et autres recevant les documents et publications des Nations Unies.

**Tirage non destiné à la vente.