AGENCY FOR INTERNATIONAL DEVELOPMENT
 WASHINGTON, D. C. 20523
BIBLIOGRAPHIC INPUT SHEET

FOR AID USE ONLY

Bateh 72

1. SUBJECT CLASSIFICATION	A. PRIMARY Development and economics	DG00-0000-0000
	B. SECONDARY Labor economics	

2. TITLE AND SUBTITLE
 Techniques demographiques pour la planification des besoins en main-d'oeuvre

3. AUTHOR(S)
 (101) U.S. Bureau of Employment Security

4. DOCUMENT DATE 1962	5. NUMBER OF PAGES 225p.	6. ARC NUMBER ARC
--------------------------	-----------------------------	----------------------

7. REFERENCE ORGANIZATION NAME AND ADDRESS
 AID/AFR/RTAC ; AID/OLAB

8. SUPPLEMENTARY NOTES (*Sponsoring Organization, Publishers, Availability*)
 (In Collection: techniques am.,54)
 (In English,French,and Spanish. English,259p.: PN-AAE- ~~868~~; Spanish,162p.: PN-AAE- ~~870~~)

9. ABSTRACT

10. CONTROL NUMBER <i>PN-AAE-869</i>	11. PRICE OF DOCUMENT
12. DESCRIPTORS Demographic surveys Manpower utilization Population migrations	13. PROJECT NUMBER
	14. CONTRACT NUMBER AID/AFR/RTAC
	15. TYPE OF DOCUMENT

**TECHNIQUES DEMOGRAPHIQUES
POUR LA PLANIFICATION
DES BESOINS EN MAIN-D'ŒUVRE**

Traduction d'un ouvrage en langue anglaise intitulé :

**DEMOGRAPHIC TECHNIQUES
FOR MANPOWER PLANNING
IN DEVELOPING COUNTRIES**

Elaboré pour PAID par

**The United States Employment Service
Bureau of Employment Security
U.S. Department of Labor**

et publié par

**DEPARTMENT OF STATE
AGENCY FOR INTERNATIONAL DEVELOPMENT
Communications Resources Division
Washington 25, D.C.**

La présente édition en langue française est publiée par le
REGIONAL TECHNICAL AIDS CENTER (RTAC)

dénommé

**CENTRE RÉGIONAL D'ÉDITIONS TECHNIQUES (C.R.E.T.)
PARIS - FRANCE**

qui relève du

**DEPARTMENT OF STATE
AGENCY FOR INTERNATIONAL DEVELOPMENT
WASHINGTON D. C.**

Pour tous renseignements au sujet des publications C.R.E.T.
s'adresser à la

**Mission Américaine de l'A.I.D.
Ambassade des Etats-Unis d'Amérique
(Capitale du pays d'où émane la demande)**

TECHNIQUES
DÉMOGRAPHIQUES
POUR LA
PLANIFICATION DES
BESOINS EN
MAIN-D'ŒUVRE

« Les Techniques démographiques pour la Planification des besoins en main-d'œuvre » sont l'un des manuels élaborés par l'Agency for INTERNATIONAL DEVELOPMENT en vue d'aider les techniciens des pays en voie de développement à se faire une idée précise du problème de la main-d'œuvre et à mettre au point des programmes efficaces pour sa formation et son utilisation.

Dans cette série, les manuels suivants ont déjà été publiés en langue française :

- Establishment of National Employment Services in Developing Countries. (Les Services Publics de l'Emploi.)
- Techniques for determining Manpower skill needs and Training Requirements. (Détermination des aptitudes et de la formation requises pour la main-d'œuvre.)
- The Forecasting of Manpower Requirements. (La prévision des besoins en main-d'œuvre.)

COLLECTION : TECHNIQUES AMÉRICAINES
LISTE DES OUVRAGES PUBLIÉS EN FRANÇAIS

1. CRÉATION D'UN SERVICE DE VULGARISATION AGRICOLE.
Building a Strong Extension Service.
2. LES FIBRES VÉGÉTALES ET LEURS UTILISATIONS.
Vegetable Fibers and their Uses.
3. COMMENT CRÉER UNE USINE.
How to Start a New Factory Shop.
4. LES TRANSMISSIONS DE FORCE MOTRICE DANS L'ARTISANAT FAMILIAL.
Power Transmissions for Cottage Industry.
5. PETITES CONSERVERIES.
Small Canning Facilities.
6. LES PETITES SCIERIES.
A Small Saw-Mill Enterprise.
7. DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUE. — SÉLECTION 1.
Technical Digest Supplement Section IV : Economic Development.
8. COMMENT ÉTABLIR UNE ASSOCIATION D'ÉPARGNE ET DE CRÉDIT.
Establishing a Savings and Loan Association.
9. UN FACTEUR DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUE. — LA SÉLECTION DES INDUSTRIES.
Manual of Industrial Development.
10. APPAREILS A KÉROSÈNE.
Technical Digest Supplement N° 8 : Kerosene Devices.
11. MAISONS EN TERRE.
Earth for Homes.
12. PETITE ENTREPRISE. — LES MANUTENTIONS.
Improving Materials Handling in Small Plants.
13. PETITE ENTREPRISE. — LES RELATIONS HUMAINES.
Human Relations in Small Industry.
14. PETITE ENTREPRISE. — L'IMPLANTATION D'UNE USINE.
Profitable Small Plant Layout.
15. PETITE ENTREPRISE. — 150 QUESTIONS.
150 Questions for a Prospective Manufacturer.
16. PETITE ENTREPRISE. — LE LANCEMENT DES PRODUITS.
New Product Introduction for Small Business Owners.
17. PETITE ENTREPRISE. — LA CONCEPTION DES PRODUITS.
Design is your Business.
18. LE CONTREMAÎTRE AU SERVICE DE LA PETITE INDUSTRIE.
The Foreman in Small Industry.
19. PETITE ENTREPRISE. — LA COMPTABILITÉ INDUSTRIELLE.
Cost Accounting for Small Manufacturers.

20. PETITE ENTREPRISE. — LA GESTION DU PERSONNEL.
Personnel Management Guides for Small Business.
21. PETITE ENTREPRISE. — MANUEL DE GESTION FINANCIÈRE.
A Handbook of Small Business Finance.
22. COMMENT ON OBTIENT LE CRÉDIT AGRICOLE AUX ETATS-UNIS.
Getting and Using Farm Credit.
23. LE SYSTÈME DE CRÉDIT AGRICOLE COOPÉRATIF AUX ETATS-UNIS.
The Cooperative Farm Credit System. — Functions and Organization.
24. ACCROISSEMENT DE LA PRODUCTIVITÉ AGRICOLE AUX ETATS-UNIS.
Sources and Causes of Increased Farm Production in the United States.
25. ETUDES A L'ÉTRANGER SOUS LES AUSPICES DE L'A.I.D.
Participants in Technical Cooperation.
26. VULGARISATION AGRICOLE. — LES AUXILIAIRES VISUELS.
Using Visuals in Agricultural Extension Programs.
27. VULGARISATION AGRICOLE. — L'ÉLABORATION DES RAPPORTS.
Extension Reports.
28. VULGARISATION AGRICOLE. — LA PLANIFICATION.
Extension Looks at Program Planning.
29. L'AMÉNAGEMENT D'UN POULAILLER FAMILIAL.
Poultry Unit for Family and 4-S.
30. UNE MÉTHODE LOGIQUE D'ÉLEVAGE AVICOLE.
The Poultry Result Demonstration.
31. VULGARISATION AGRICOLE. — VOIR POUR CROIRE.
Seeing is Believing. — How to Conduct Convincing Result Demonstrations.
32. COMMENT ÉVALUER LES RÉSULTATS DE LA VULGARISATION AGRICOLE.
Six Keys to Evaluating Extension Work.
33. MANUEL DE CRÉDIT AGRICOLE.
Farm Credit Manual.
34. LE CRÉDIT AGRICOLE. — SOURCE DE PROSPÉRITÉ.
Lending to Increase Farmer's Income.
35. IRRIGATION PAR ASPERSION.
Sprinkler Irrigation.
36. LA PRÉVISION DES BESOINS EN MAIN-D'ŒUVRE.
The Forecasting of Manpower Requirements.
37. PROGRÈS ET PERSPECTIVES DE LA PRODUCTION ALIMENTAIRE.
Progress and Prospects for Food Production.
38. LES COOPÉRATIVES AGRICOLES AUX ETATS-UNIS.
Rural Cooperatives in the United States.
39. L'AVICULTURE SOUS UN CLIMAT SUBTROPICAL ET SEMI-ARIDE.
Poultry Management in a Subtropical Semi-Arid Climate.
40. DÉVELOPPEMENT COMMUNAUTAIRE. — CINQ RÉALISATIONS INTÉRESSANTES EN AFRIQUE.
Community Development. — Fives Community Development Stories Out of West Africa.
41. LES SERVICES PUBLICS DE L'EMPLOI.
Establishment of National Employment Services.
42. DISTRIBUTION DES EAUX. — LE CALCUL DES PRIX.
Water Rates Manual. — AWWA M1.
43. DISTRIBUTION DES EAUX. — LES COMPTEURS D'EAU.
Water Meters. — AWWA M6.
44. DISTRIBUTION DES EAUX. — LA GESTION DES SERVICES.
Water Utilities Management. — AWWA M5.
45. DISTRIBUTION DES EAUX. — LES RELATIONS PUBLIQUES.
Silent Service is not enough.

46. DÉVELOPPEMENT COMMUNAUTAIRE. — DÉFINITIONS ET PRINCIPES.
Community Development. — An Introduction to C.D. for Village Workers.
47. DÉVELOPPEMENT COMMUNAUTAIRE. — ORGANISATION DES CONSEILS.
Making Council Meetings More Successful.
48. DÉVELOPPEMENT COMMUNAUTAIRE. — APPLICATION DANS LES ZONES URBAINES ET SEMI-URBAINES.
Community Development. — C.D. in Urban and Semi-Urban Areas.
49. DÉVELOPPEMENT COMMUNAUTAIRE. — EFFETS SUR L'ÉVOLUTION SOCIALE.
Community Development and Social Change.
50. DÉVELOPPEMENT COMMUNAUTAIRE. — UN RENFORT POUR LA VULGARISATION AGRICOLE.
Community Development. — Community Development, Extension and the Village A.I.D. Synthesis.
51. DÉVELOPPEMENT COMMUNAUTAIRE. — PRÉPARATION DES CONFÉRENCES.
Community Development. — Conference on Conference Planning
52. DÉVELOPPEMENT COMMUNAUTAIRE. — LE MONITEUR RURAL ET L'ORGANISATION DÉMOCRATIQUE.
Community Development. — The Village Aid Worker and Democratic Program Planning.
53. MANUEL DE CONSERVATION DU SOL.
Soil Conservation Manual.

QUELQUES AUTRES PUBLICATIONS « CRET »

- BUVEZ DE L'EAU PURE.
Drink Safe Water.
- COMMENT LAVER VOTRE LINGE.
How to Wash Your Clothes.
- COMMENT FAIRE LA VAISSELLE.
Wash Dishes Right.
- COMMENT SE DÉBARRASSER DES ORDURES.
Dispose of Wastes.
- HYGIÈNE DU CORPS.
Personal Cleanliness.
- LA LUTTE CONTRE LES INSECTES AU LOGIS.
Get Rid of Household Pests.
- COMMENT CONSERVER VOS PROVISIONS.
Storing Food at Home.
- L'AGRICULTURE AUX ÉTATS-UNIS.
Farming in the U.S.
- CONSERVATION DE L'EAU ET DU SOL DANS DE NOMBREUX PAYS.
Soil and Water Conservation in Many Countries.
- LA SANTÉ PUBLIQUE EN AFRIQUE NOIRE.
The Present State of Health in the African Sudan.

AVANT-PROPOS

Il est important pour le processus de développement économique de tout pays de disposer d'une évaluation exacte de ses ressources en main-d'œuvre. Une telle évaluation fixera à la fois les dimensions et les objectifs d'une planification économique réaliste en reconnaissant les limites imposées par la composition de la main-d'œuvre immédiatement disponible et de celle qui existera vraisemblablement lorsque l'économie se développera. L'examen de la situation future des ressources en main-d'œuvre nécessite la compréhension des changements qu'on peut prévoir dans les effectifs de la population active et dans les couches de la population en rapports étroits avec celle-ci, changements qui conditionnent son expansion future.

Lorsqu'il a élaboré toute une série de manuels pour les techniciens de la main-d'œuvre, le Département du Travail a reconnu la nécessité de mettre au point des techniques simplifiées pour estimer l'effectif de la population active et pour déterminer la fraction de la population qui pourrait être intéressée par les programmes de formation de la main-d'œuvre. Ce manuel, intitulé « Techniques démographiques pour la Planification des besoins de main-d'œuvre dans les pays en voie de développement », a été rédigé à cet effet. Son auteur est Riad Tabbarah, qui faisait alors partie du Tennessee Department of Employment Security (Service de la Sécurité de l'Emploi du Tennessee) et qui est actuellement chargé des affaires sociales à la Commission Economique pour l'Afrique des Nations-Unies. Il a été préparé au Service de l'Emploi des Etats-Unis, dont le directeur est M. Louis Levine, sous le contrôle immédiat de M. V.D. Chavrid. L'auteur tient à exprimer sa reconnaissance pour l'aide qui lui a été fournie lors de la rédaction de son ouvrage par M. E.J. Eberling, Directeur de la Recherche, et M. John Smith, du Tennessee Department of Employment Security, ainsi que par M. Denis F. Johnston,

du Bureau of Labor Statistics (Bureau des Statistiques du Travail) du Département du Travail, qui s'est chargé de la révision du projet initial. La révision définitive et la préparation du manuel pour l'impression ont été faites par John T. Murray, Allan E. Broehl et Linda Wright de la Division of International Manpower Assistance, United States Employment Service, Bureau of Employment Security. L'*American Journal of Hygiene* a aimablement permis la reproduction des tables établies par Lowell J. Reed et Margaret Merrell pour l'article qu'ils ont publié dans l'*American Journal of Hygiene*, volume 30, 1939 sous le titre « Short Method for Constructing an Abridged Life Table » (Méthode simplifiée pour établir une table de mortalité abrégée).

Le présent manuel a pour objet d'expliquer quelques-unes des principales techniques démographiques, en attirant tout spécialement l'attention sur leur application aux pays en voie de développement. Il est conçu spécialement pour les agents locaux chargés des analyses et qui ont des connaissances mathématiques et statistiques limitées. Pour les démographes qui ont l'esprit mathématique, le présent manuel pourrait être intitulé « la démographie simplifiée » et, parfois même peut-être un peu trop. Le jargon mathématique et statistique a été dans certains cas sacrifié en faveur d'une explication et d'un langage plus littéraires. De même, aux fins de simplicité, certains concepts démographiques ont été quelque peu trop simplifiés.

Cependant, pour bien comprendre les techniques qui sont exposées, le profane doit étudier soigneusement les exemples et illustrations. Il peut, en outre, juger nécessaire de lire cet ouvrage dans l'ordre de présentation des sujets et ne pas passer au sujet suivant avant d'avoir bien compris le précédent. Nous pensons néanmoins que pour comprendre les techniques exposées dans le présent manuel, même l'analyste non initié devra posséder au moins quelques connaissances de base et devra bien savoir faire des additions, des soustractions, des multiplications et des divisions, et avoir de préférence aussi une certaine connaissance des principes fondamentaux de l'algèbre; enfin, il devra surtout avoir beaucoup de persévérance.

Cette dernière condition est peut-être la plus importante. Parmi les analystes qui ont le moins l'esprit mathématique, nombreux sont ceux qui rejeteront un manuel dès qu'ils apercevront une formule mathématique. Pour eux, les mathématiques sont un domaine mystérieux et effrayant. Cependant, avec un peu de persévérance, même ces analystes trouveront que les mathématiques utilisées dans le présent manuel sont, tout compte fait, extrêmement simples, voire non dépourvues d'intérêt. Pour atteindre ce stade, il faut suivre très attentivement les différentes phases des calculs.

Dans les pages suivantes, le lecteur trouvera plusieurs méthodes pour estimer et projeter la population totale et la population active, aussi bien en valeur globale que par caractéristiques démographiques principales. Il est difficile, sinon impossible, de déterminer *a priori* la méthode qu'un enquêteur doit utiliser dans une situation particulière et c'est cette raison, notamment, qui a incité l'auteur à exposer des techniques différentes. Hâtons-nous d'ajouter que les techniques exposées ne sont nullement les seules qui existent. Les techniques déjà employées, qui ne sont pas étudiées, sont beaucoup plus nombreuses que celles dont il sera question. Nous avons choisi, combiné et, dans certains cas, mis au point des méthodes qui nécessitent l'emploi de données de base généralement disponibles dans les pays en voie de développement.

D'une manière générale, le choix d'une méthode, parmi les diverses qui sont offertes dans ce manuel, devra être déterminé après un mûr examen des points suivants :

Tout d'abord, l'existence et l'exactitude des données de base utilisées pour les différentes méthodes sont d'une importance capitale. Il est évident qu'une méthode qui nécessite l'utilisation de données qui sont complètement inexactes ou inexistantes est parfaitement inutile, quelle que soit sa valeur intrinsèque. Dans ce cas, une méthode moins exacte peut se révéler d'une plus grande valeur pratique.

En second lieu, le temps nécessaire pour entreprendre les différents calculs peut, dans certains cas, jouer un rôle important dans le choix de la méthode par l'enquêteur. Le calculateur voudra donc peut-être sacrifier une partie de l'exactitude de l'estimation finale pour économiser du temps et obtenir l'estimation désirée. Une méthode moins laborieuse et moins exacte peut alors être préférable à une méthode plus complexe et plus détaillée.

En troisième lieu, les connaissances en mathématiques et en statistiques de l'enquêteur peuvent, dans certains cas, jouer un rôle important dans le choix de la méthode. Le domaine de la démographie est encombré de mathématiques et de statistiques et, jusqu'à un certain point, il semble généralement vrai que plus la méthode est exacte, plus les calculs sont complexes, bien que l'inverse ne soit pas nécessairement vrai. Les méthodes les plus rudimentaires ne comportent généralement pas d'ajustement important ou non des données de base, tandis que ceci peut parfaitement constituer une partie essentielle des méthodes les plus exactes.

Enfin, un facteur capital dont il faudra tenir compte avant de choisir une méthode, réside dans le niveau d'exactitude demandé pour l'estimation. Pour certaines utilisations, il peut suffire d'estimations très rudimentaires, tandis que pour d'au-

tres, seules les méthodes les plus précises peuvent être jugées acceptables.

Avant d'entreprendre la lecture méthodique du présent manuel, si telle est du moins l'intention du lecteur, nous nous permettons de lui conseiller de lire soigneusement la table des matières. Le lecteur, nous en sommes certains, trouvera moins difficile de suivre l'ordre logique de l'argument s'il se réfère à cette table des matières après chaque chapitre.

PREMIÈRE PARTIE

ESTIMATION ET PROJECTION DE LA POPULATION TOTALE

Recensements, comptages et estimations

Jusqu'à ces derniers temps, un recensement avait principalement pour objet de déterminer le nombre total de personnes vivant dans une communauté ou un pays. La différence entre un « comptage » de population et un recensement présentait donc peu d'importance. Ce n'est que depuis le début du siècle que les recensements servent à donner des renseignements sur les caractéristiques sociales et économiques des personnes, ainsi que sur les effectifs totaux de la population. A l'heure actuelle, les informations sur l'importance d'une population (comptage) ne constituent qu'un aspect secondaire de la plupart des recensements.

Sauf exception, on ne peut connaître le nombre *exact* de personnes vivant dans une région déterminée ou un pays, à une date donnée, qu'en effectuant un dénombrement *complet* de ces personnes à cette date. Cependant, même dans les pays les plus avancés du point de vue économique, les comptages périodiques de la population (dans le cadre d'un recensement) contiennent des inexactitudes. Certaines personnes sont comptées deux fois (double comptage) et, normalement, un beaucoup plus grand nombre sont complètement omises (omissions).

Un recensement de la population n'est donc jamais complètement exact. Il ne donne qu'une approximation du chiffre total de la population. Cependant, un recensement bien organisé et bien exécuté reste la méthode la plus exacte pour se faire une idée de l'importance réelle des populations.

Il y a plusieurs raisons pour lesquelles les estimations de la population totale sont néanmoins souvent faites et utilisées à la place d'un comptage direct. Dans le premier cas, un comp-

tage soigneusement préparé et exécuté de la population est relativement coûteux à entreprendre. Alors que les renseignements concernant le nombre total de personnes pourraient être utiles sur une base annuelle, les frais qu'entraîne un comptage complet rendent prohibitive une telle opération tous les ans. Ceci est particulièrement vrai si l'on considère le coût relativement faible des estimations correspondantes. Bien que les résultats des estimations soient nécessairement moins exacts que ceux d'un comptage total bien préparé et bien fait, ils sont cependant généralement suffisamment exacts pour la plupart des buts auxquels ils sont destinés.

Hâtons-nous d'ajouter que des estimations suffisamment exactes doivent en définitive être fondées sur des comptages effectués lors de recensements. D'une manière générale, plus la période sur laquelle doit porter l'estimation est longue, moins les estimations sont exactes. En outre, les comptages des recensements non seulement améliorent la qualité des estimations, mais permettent de les vérifier et constituent le cadre dans lequel ils peuvent être faits. La période qui s'écoule entre des comptages généraux doit donc être déterminée par un équilibre approprié entre le coût du comptage, d'une part, et la perte totale d'exactitude des estimations dans le temps, d'autre part. Dans les pays les plus développés, cette période, en temps normal, a été fixée entre cinq et dix ans.

Une autre raison pour laquelle les estimations de la population totale sont parfois utilisées à la place des comptages est qu'il est souvent très urgent d'avoir des renseignements sur le nombre de personnes qu'il y aura à une époque *future*. Dans tous les domaines de l'activité humaine, les planificateurs réclament souvent à l'avance des renseignements sur l'importance de la population à certaines époques. Il est évident qu'un comptage de la population ne peut pas, en lui-même, indiquer l'importance future de celle-ci. Seules les estimations fondées sur les comptages effectués lors des recensements peuvent donner satisfaction en la matière.

Enfin, certains enquêteurs s'intéressent non seulement à l'importance *réelle* d'une population, mais aussi à son importance *probable* si certaines conditions se sont trouvées vérifiées. Par exemple, il peut être utile de déterminer quelle aurait été — s'il n'y avait pas eu d'épidémie — l'importance actuelle de la population d'un pays qui a été frappé récemment d'une épidémie, afin de déterminer l'influence d'un tel état de choses sur la croissance démographique. Dans ce cas aussi, un comptage de la population ne suffit pas en lui-même et il faudra effectuer une estimation en se servant d'hypothèses appropriées.

En résumé, les comptages de la population et, plus généralement, les recensements sont devenus un élément indispen-

sable à nos sociétés modernes. Ils sont cependant coûteux. S'ils sont entrepris périodiquement, ils peuvent être complétés par des estimations et autres calculs, comme les enquêtes par sondage, qui sont relativement peu coûteuses. En ce qui concerne les caractéristiques de la population, une enquête par sondage effectuée par des recenseurs moins nombreux, mais mieux qualifiés que ceux qui sont employés pour un recensement, pourrait donner des résultats plus exacts que le recensement lui-même.

En outre, les estimations complètent les recensements si l'on a besoin de renseignements supplémentaires. Leur souplesse, inhérente aux différentes hypothèses qui peuvent être utilisées, font des estimations une source importante d'information sur laquelle on peut fonder les plans des pays en voie de développement dans le domaine de la main-d'œuvre.

CHAPITRE PREMIER

Estimation de la population totale par des méthodes conjecturales

Ainsi qu'il a été indiqué ci-dessus, les estimations les plus exactes de la population totale sont fondées en définitive sur les comptages d'un ou plusieurs recensements. Il est possible cependant de faire des estimations « sommaires » de la population totale, même en l'absence de comptages. Les estimations fondées sur des données autres que les comptages de la population totale peuvent être qualifiées « de conjecturales ».

On trouvera sans difficulté des exemples d'estimations conjecturales dans les ouvrages publiés sur la démographie (1). Sous leur forme la plus simple, elles comportent deux éléments distincts : une « donnée de base » et un « multiplicateur ». La donnée de base se rapporte à une variable qui est censée avoir un rapport direct avec la population totale, tandis que le multiplicateur est une estimation de ce rapport. En multipliant la donnée de base par le multiplicateur, on obtient une estimation de la population totale. Si nous désignons la population totale par P , la donnée de base par D et le multiplicateur par M , la relation suivante peut exprimer la méthode conjecturale : $P = D \times M$.

Par exemple, la donnée de base peut être la superficie des terres habitées dans un pays déterminé (par exemple 10.000 kilomètres carrés) et le multiplicateur la densité estimée, fondée peut-être sur une connaissance de la densité d'une faible portion « typique » de la superficie totale (par exemple 600 par kilomètre carré). On peut faire une estimation sommaire de la population totale en appliquant la formule ci-des-

(1) Cf. *Méthodes d'estimation de la population totale à une date actuelle*, ST/SOA/Série A. Etudes démographiques, n° 23, pp. 12-29. Publié par les Nations Unies.

sus. La population totale P est égale à la superficie des terres habitées (D) multiplié par la densité (M) d'où :

$$P = D \times M \text{ ou}$$
$$P = 10.000 \times 600 = 6.000.000.$$

Les estimations conjecturales peuvent comporter plus d'une opération de multiplication. Par exemple, l'administration de la Nigeria du Sud a appliqué la méthode suivante (1) :

Pour estimer la population des villes, le recenseur doit estimer le nombre moyen de personnes habitant dans une maison et le nombre moyen de maisons dans un complexe. Le nombre de complexes est facile à connaître et, en conséquence, il est possible de faire une estimation approximative de la population. Quand on a ainsi calculé la population d'une ou plusieurs villes, le recenseur peut facilement faire une estimation préliminaire de la population d'une localité dans laquelle il se trouve pour la première fois.

Bien que, dans le cas présent, les résultats furent qualifiés « d'échec », il a été admis que celui-ci était dû principalement à « un manque d'esprit critique dans la compilation... des rapports disponibles ». Il a été ajouté « qu'un examen critique des rapports existant localement aurait donné de meilleurs résultats pour les régions au sujet desquelles les rapports locaux étaient manifestement erronés ou insuffisants et il aurait été possible de faire une estimation améliorée pour l'ensemble du pays » (2).

Les erreurs des estimations conjecturales peuvent être dues à la fois aux données de base et aux multiplicateurs. Cependant, « la difficulté la plus sérieuse concerne en général le choix d'un multiplicateur plausible; c'est surtout pour cela que les estimations conjecturales sont d'ordinaire peu dignes de confiance » (3).

En conséquence, d'une manière générale, il ne faut utiliser les méthodes empiriques que lorsque les données disponibles ne sont pas suffisantes pour que l'on puisse appliquer l'une quelconque des autres méthodes exposées dans les sections suivantes.

Il est impossible, étant donné l'insuffisance de la place dont nous disposons dans cette publication, d'exposer et d'analyser toutes les méthodes empiriques ou tout au moins la plupart de celles qui sont utilisées dans les différents pays en voie de développement. Cependant, le lecteur pourra se référer utilement dans la plupart des cas à la classification géné-

(1) R. KUCZYNSKI, *Demographic Survey of the British Colonial Empire* (Etude démographique de l'Empire colonial britannique). Vol. 1, pp. 582-586.

(2) *Idem.*

(3) Nations Unies : *Méthodes d'estimation de la population à une date actuelle*. OP. cit. p. 12.

rale suivante, ainsi qu'aux explications de certains types de méthodes conjecturales. Cette classification est présentée sous forme de types de données de base utilisées pour faire des estimations conjecturales.

STATISTIQUES DE L'ÉTAT CIVIL : NAISSANCES

<i>Donnée de base</i>	<i>Multiplicateur</i>
Nombre de naissances pendant l'année estimée.	Inverse du taux de naissances estimé.

S'il existe dans la région ou le pays faisant l'objet de l'estimation, des statistiques de naissances, celles-ci n'indiquent probablement pas toutes les naissances. Il faut donc faire une estimation du degré de plénitude des déclarations de naissance (1). On peut alors estimer le nombre total des naissances en multipliant le nombre des naissances déclarées par l'inverse du degré estimé de plénitude des déclarations. Par exemple, si le nombre des naissances déclarées est de 17.000 et que le degré de plénitude des déclarations est estimé à 0,80 (ou 80 %), le nombre total des naissances (B) peut alors être estimé de la façon suivante :

$$B = 17.000 \times \frac{1}{0,80} = 17.000 \times 1,25 = 21.250$$

Après avoir ajusté le nombre des naissances enregistrées pour tenir compte de l'insuffisance des déclarations, il faut se procurer une estimation du taux de natalité. S'il n'existe pas d'estimations récentes pour la région ou le pays en question, il est possible cependant de faire une telle estimation en choisissant une région ou un pays où l'on peut admettre que les conditions qui influent sur le taux de natalité sont analogues à celles qui existent dans la région sur laquelle porte l'estimation (2).

Si, dans notre exemple, le taux de natalité est estimé à 0,026 (soit 26 ‰), la population totale P peut être estimée de la façon suivante :

$$P = 21.250 \times \frac{1}{0,026} \text{ ou } P = 21.250 \times 38,46. \text{ D'où } P = 817.275$$

Le chiffre exact de 817.275 ne peut cependant pas être publié en raison de l'inexactitude du processus d'approximation. Une estimation plus exacte serait de 800.000 environ.

(1) Cf. chapitre E de la sixième partie.

(2) Pour les estimations des taux de natalité des pays du monde entier entre 1949 et 1958, cf. *Annuaire statistique des Nations Unies*, 1959. *Office statistique des Nations Unies*, New York, 1959. Pour les années antérieures, consulter l'*Annuaire démographique* de 1954.

STATISTIQUES DE L'ÉTAT CIVIL : DÉCÈS

Donnée de base

Nombre de décès au cours de l'année sur laquelle porte le recensement.

Multiplicateur

Inverse du taux de mortalité estimé.

La procédure suivie est analogue à celle qui vient d'être démontrée pour le taux de natalité. Les méthodes employées pour estimer la plénitude des déclarations de décès sont généralement les mêmes que pour les naissances (1).

CONTRIBUABLES ET BÉNÉFICIAIRES D'ALLOCATIONS : CONTRIBUABLES

Donnée de base

Nombre de personnes payant un impôt donné au cours d'un exercice fiscal donné.

Multiplicateur

Un plus le nombre supposé ou estimé de personnes ne payant pas d'impôts par rapport à chaque contribuable.

Pour illustrer cette méthode, nous allons décrire comment elle a été effectivement appliquée par l'administration allemande au Togo, en 1912-1913.

Les autorités savaient que le nombre de personnes payant un impôt sur les cases au Togo était approximativement de 25.260 (donnée de base). D'autre part, « la vaccination de la population de tout le district a donné la possibilité de dénombrer les huttes et les indigènes dans une grande partie du district. Ce dénombrement a montré qu'en moyenne il fallait compter 4,4 habitants pour une personne soumise à l'impôt (2).

En conséquence, on a obtenu le multiplicateur en ajoutant 1 à 4,4 ce qui a donné un multiplicateur de 5,4.

En appliquant la formule $P = D \times M$, on a pu estimer la population totale du Togo à :

$$P = 25.260 \times 5,4 = 136.400 \text{ habitants.}$$

(1) On trouvera des statistiques et des estimations des décès et taux de mortalité pour les différents pays du monde entier dans l'*Annuaire démographique* des Nations Unies de 1951 et dans l'*Annuaire démographique* de 1957. Bureau des Statistiques des Nations Unies, New York 1951 et 1957, respectivement.

(2) R. KUCZYNSKI, *Le Cameroun et le Togo*, Oxford University Press, Londres, New York, Toronto, cité dans le *Manuel* des Nations Unies, Vol. 1, p. 22.

**CONTRIBUABLES ET BÉNÉFICIAIRES D'ALLOCATIONS :
BÉNÉFICIAIRES D'ALLOCATIONS**

<i>Donnée de base</i>	<i>Multiplicateur</i>
Nombre de personnes recevant une allocation déterminée.	Un plus le nombre estimé de personnes ne recevant pas d'allocations pour une personne bénéficiaire d'une allocation.

Le système suivi en l'occurrence est généralement le même que celui qui consiste à utiliser les contribuables comme donnée de base. Les bénéficiaires d'allocations sont les personnes qui reçoivent une aide gratuite de l'Etat, par exemple sous forme de rations alimentaires et de pensions. Leur nombre peut constituer la donnée de base nécessaire. En interrogeant ces participants au moment où ils viennent toucher leurs allocations, ou par tout autre moyen (comme par exemple en prélevant un échantillon aléatoire de bénéficiaires à leur domicile) le nombre des non-bénéficiaires, qu'il faut compter pour chaque participant, peut alors être déterminé. Le multiplicateur peut ainsi être estimé en ajoutant un à cette détermination. La population totale peut être estimée par une application directe de la formule utilisée pour les estimations conjecturales, soit $P = D \times M$.

COMPTAGES ET ESTIMATIONS PARTIELLES

<i>Donnée de base</i>	<i>Multiplicateur</i>
Comptage ou estimation d'individus, d'un âge, d'un sexe, d'une race, d'un groupe social déterminés.	Un plus le nombre estimé de personnes ne faisant pas partie du groupe pour chaque membre du groupe.

La donnée de base peut être le nombre de personnes possédant certaines caractéristiques déterminées telles que l'âge, le sexe, la couleur, le métier, etc. que l'on détermine par comptage direct ou par une estimation exacte. On obtient le multiplicateur en ajoutant un à une estimation du nombre de personnes dont il faut tenir compte pour chaque individu dénombré de la manière indiquée ci-dessus lorsqu'on ne donne qu'une seule autre caractéristique.

Lorsqu'en utilise plusieurs caractéristiques, la méthode suivante, utilisée par l'administration allemande d'un district du Cameroun, devrait suffire à expliquer la méthode. Voici comment elle se présente :

« Le nombre des hommes a été déterminé par dénombrement direct (donnée de base)... Le nombre des femmes et des

enfants a été calculé au moyen d'une table qui, à en juger d'après les sondages effectués, peut être considérée comme plus ou moins exacte (Multiplicateur.)

« Cette Table prévoyait que le nombre des femmes et celui des enfants serait obtenu en multipliant le nombre d'hommes pour quatre tribus par 1,25 et 1,5 respectivement et pour les trois autres tribus par 1,5 et 2 respectivement (1). Ainsi, dans la formule $P = D \times M$, M serait égal à $1 + 1,25$ (proportion de femmes) $+ 1,5$ (proportion d'enfants) $= 3,75$. »

En l'occurrence, une estimation du multiplicateur nécessite d'avoir des renseignements sur la répartition par âge et par sexe de la population. Lorsqu'il n'existe pas d'estimations exactes, on peut se servir d'un pays qui est censé avoir des taux de natalité et de migration analogues comme base d'estimation de la proportion par âge et par sexe dans la région ou le pays en question (2).

(1) *Ibid.*, cité dans le Manuel des Nations Unies intitulé *Méthodes d'estimation de la population à une date actuelle*, op. p. 24.

(2) Pour la répartition par âge et par sexe dans les différents pays dans le monde, cf. *Annuaire démographique des Nations Unies pour les années 1955, 1959 et 1950*.

CHAPITRE II

Estimation de la population totale entre deux dates déterminées par interpolation

Dans le présent chapitre, il sera question des méthodes employées pour estimer la population totale, au cours d'une année ou de plusieurs années, située entre deux points dans le temps pour lesquels on dispose de comptages ou d'estimations exacts de la population totale. La technique de base employée à cet effet sera celle de l'interpolation. D'une manière générale, « l'interpolation est le processus qui consiste à estimer des valeurs d'une quantité variable entre des valeurs déterminées ou à situer un point sur une courbe entre des points déterminés » (1). Dans le sens où on l'utilise ici, l'interpolation est le processus qui est utilisé pour estimer la population totale au cours d'une année quelconque ou de toutes les années comprises entre deux dénombrements ou estimations déterminés.

Il est évident qu'une variable peut avoir une série de valeurs très différentes entre deux points déterminés. En d'autres termes, la tendance qu'une variable peut suivre entre deux points pourrait, d'une manière générale, être caractérisée par des fluctuations importantes. Fort heureusement, cependant, ce n'est généralement pas le cas pour l'accroissement démographique. Dans la plupart des cas, une population ne change d'importance que progressivement.

Pour que le taux d'accroissement d'une population varie considérablement entre deux points situés dans le temps, il faut que pendant la période considérée, il intervienne des changements profonds dans les facteurs qui affectent cette croissance. Les guerres, les épidémies, la famine et autres cala-

(1) F. C. MILLS, *Statistical Methods*, revised edition, Henry Holt and Co., New York, 1939, p. 70 m.

mités constituent les plus importants de tous les facteurs. Comme de tels événements sont imprévisibles, il n'en est généralement pas tenu compte dans la plupart des projections démographiques. Cependant, lorsque le recenseur doit déterminer l'allure de l'accroissement démographique entre deux points situés dans le temps déjà passés — et c'est précisément l'objet du présent chapitre — il convient de tenir compte des désastres de ce genre s'il s'en est produit pendant la période considérée. Bien que l'on puisse supposer que la population ait, par ailleurs, suivi une évolution stable entre les deux points considérés, il faut tenir compte des années perturbées, comprises dans la période. Par exemple, si l'on veut déterminer l'allure de la croissance démographique en Allemagne entre 1940 et 1950, il n'est pas possible d'admettre que le taux de croissance ait été constant entre ces deux points. Au contraire, il faut tenir compte des pertes de population dues à la guerre pendant les cinq premières années de la décennie.

Une autre série de facteurs qui influent sur le taux d'accroissement démographique peut être considérée comme ayant un caractère économique. Une augmentation ou une diminution relativement forte du niveau des salaires, ou la réalisation soudaine d'un taux de croissance exceptionnellement élevé ou faible pour les activités économiques ou le revenu d'une communauté ou d'un pays, sont des points dont il convient de tenir compte. Ces facteurs économiques peuvent influencer l'accroissement démographique de deux manières différentes, en agissant sur le taux d'accroissement naturel (naissances moins décès) et en influençant l'orientation et l'importance des migrations. Notons en passant que, lorsqu'il s'agit de populations importantes au cours de courtes périodes de cinq, voire même dix ans, l'incidence sur la croissance démographique, dans les déterminants économiques, est relativement peu marquée. Il se présente cependant une grave difficulté pour celui qui doit faire l'interpolation lorsqu'il s'agit de déterminer l'allure de la croissance démographique dans une région peu étendue, ouverte à l'immigration et à l'émigration. Dans ce cas, il est fortement recommandé de tenir compte de ces changements en effectuant une étude approfondie des modifications qui sont intervenues dans les déterminants économiques et de leur incidence sur le taux d'accroissement démographique. L'estimateur doit faire largement appel à son bon sens.

L'importance et l'orientation des corrections, qui doivent être faites pour tenir compte des perturbations violentes intervenues dans les déterminants économiques et non économiques de l'accroissement démographique, sont impossibles à déterminer *a priori*. Ils dépendent de la nature et de l'ampleur des bouleversements. Etant donné qu'il n'y a généralement pas de statistiques suffisantes sur ces événements, il appartient en

grande partie à l'estimateur d'évaluer leur effet sur le taux d'accroissement démographique. Il a été jugé opportun, en de nombreux cas, de faire des comptages complets pendant ou après un désastre ou une situation économique anormale (1). De la même manière que les pays, les communautés, et même les entreprises, tiennent compte de leur ressources naturelles et en capital après des perturbations importantes, de sorte qu'elles peuvent tenir compte de leur ressources en main-d'œuvre.

Etant donné que l'accroissement démographique suit généralement une allure assez constante, pendant des courtes périodes de temps (par exemple cinq ou dix ans), il n'est pas possible de faire, *a priori*, des réserves pour les perturbations importantes. Pour simplifier la question, les deux techniques d'interpolation, étudiées dans le présent chapitre, sont du type linéaire. L'interpolation arithmétique, qui est la plus simple des deux, suppose un *accroissement* annuel constant des changements entre les deux valeurs indiquées. Si l'on prend pour point de départ le chiffre de la population donné en premier, on obtient les effectifs de la population au cours de chacune des années suivantes, en ajoutant un même nombre de personnes à la population de l'année précédente ou en le soustrayant. Si les valeurs ainsi obtenues sont portées sur du papier millimétré ordinaire sur lequel les effectifs de la population sont représentés par l'axe vertical, et les diverses années par l'axe horizontal, la ligne qui relie les différents points sera une ligne droite.

Une interpolation géométrique simple ne part pas du principe que l'accroissement annuel de la population est le même mais que le *taux* d'accroissement annuel est constant entre les deux valeurs déterminées dans la population totale. En ajoutant des accroissements annuels *constants* à une population en voie d'*accroissement*, le *taux* annuel de croissance démographique diminuera manifestement. En revanche, un *taux* annuel de croissance constant et positif implique des accroissements annuels de plus en plus importants. Si l'on porte sur du papier millimétré ordinaire les estimations annuelles de population, en partant de l'hypothèse que le *taux* d'accroissement a été constamment positif entre les deux points déterminés, on peut réunir ces deux points au moyen d'une courbe dont la convexité est tournée vers le bas. Cependant, si l'on porte cette série de points sur un papier à échelle semilogarithmique, la ligne qui relie les différents points sera une droite.

En résumé, l'interpolation arithmétique entre deux points conduits à une droite sur le papier millimétré ordinaire tan-

(1) Un certain nombre d'Etats, aux Etats-Unis, ont effectué des recensements pendant et après la Seconde Guerre mondiale.

dis qu'une interpolation géométrique simple donne une droite sur du papier à échelle semilogarithmique. Elles sont donc toutes deux appelées d'une manière fallacieuse des interpolations « linéaires ».

Interpolation arithmétique.

L'interpolation arithmétique comprend deux opérations :

1. La détermination de l'accroissement annuel, et
2. L'application de l'accroissement annuel à la population initiale pour obtenir une estimation de la population totale à une date intermédiaire.

Le comptage de la population effectué dans le Bassoutoland (Territoire britannique d'Afrique), le 5 juillet 1946, indiquait une population totale de 561.000 personnes. Le 4 avril 1956 (neuf années trois quarts plus tard), un comptage analogue a donné une population totale de 634.000. Au moyen d'une interpolation arithmétique, on peut faire une estimation de la population totale du Bassoutoland à n'importe quelle date comprise entre ces deux comptages.

Si on désigne l'importance de la population donnée par le premier comptage par P_0 , et celle du second comptage par P_n , et si l'on désigne la période, exprimée en années, qui s'est écoulée entre les deux comptages par t (en l'occurrence neuf années trois quarts), on peut alors obtenir l'accroissement annuel Y par application directe de l'équation suivante :

$$Y = \frac{P_n - P_0}{t}$$

Dans notre exemple :

$$Y = \frac{634.000 - 561.000}{9,75} = \frac{73.000}{9,75} = 7.487$$

La population estimée à n'importe quelle date déterminée (P_x) peut être calculée au moyen de l'équation suivante :

$$P_x = P_0 + x(Y)$$

Dans laquelle x représente le nombre d'années écoulées entre la date du comptage et la date de l'estimation, et Y l'accroissement annuel.

Par exemple, si l'on veut estimer la population totale du Bassoutoland, exactement trois années après le premier comptage, on peut procéder de la façon suivante :

$$P_3 = 561.000 + 3(7.487) \text{ soit } P_3 = 561.000 + 22.461 = 583.500$$

En conséquence, la population estimée du Bassoutoland le 5 juillet 1949 (arrondie à la centaine la plus proche) est, par interpolation arithmétique, de 583.500 personnes.

L'accroissement estimé peut être vérifié en multipliant l'accroissement annuel par neuf années trois quarts et en ajoutant le résultat du comptage du 5 juillet 1946; le produit doit être égal au comptage de 1956 qui était de 634.000. Ainsi :

$$P_{9,75} + 561.000 + 9,75 (7.487) \text{ soit } P_{9,75} = 561.000 + 72.998$$

La population au 5 avril 1956 était donc de 634.000 personnes (1).

Interpolation géométrique simple.

De même que l'interpolation arithmétique, l'interpolation géométrique comprend deux phases principales :

1. La détermination du taux annuel d'accroissement démographique entre les deux dates déterminées, et
2. L'application de ce taux à la population initiale pour obtenir une estimation de la population totale à une date intermédiaire.

Les mouvements de population sont un phénomène continu. La population change non seulement tous les ans, mais tous les mois, toutes les semaines et, en fait, à chaque instant. Si l'on part de l'hypothèse qu'elle augmente entre deux dates déterminées à un taux constant, la population augmente à peu près de la même manière que le capital s'accroît lorsqu'il est investi à un taux d'intérêt déterminé, composé à des intervalles de temps déterminés.

L'équation servant à calculer le capital total pour une période déterminée peut être utilisée pour déterminer les mouvements de population; elle se présente de la façon suivante :

$$C_n = C_0 e^{Rt}$$

dans laquelle C_0 = le capital initial ou le comptage initial de la population,

R = le taux d'intérêt (taux de changement),

t = temps pendant lequel s'est produit le changement,

C_n = le capital à la fin de t années (dernier comptage de la population),

e = facteur de conversion qui relie les logarithmes normaux ou népériens aux logarithmes vulgaires qui sont généralement disponibles. Il est d'une valeur constante de 2,7183.

(1) Le chiffre exact est de 633.998. Cette différence de deux personnes est due au fait que le chiffre a été arrondi.

Si on l'applique à l'accroissement de la population, cette équation devient :

$$P_n = P_o e^{Rt}$$

Pour la simplicité du calcul, celle-ci peut-être exprimée sous forme logarithmique :

$$\log P_n = \log P_o + Rt (\log e) \text{ ou } R = \frac{\log \left(\frac{P_n}{P_o} \right)}{t \log e}$$

Remarque :

Si l'on utilise des tables de logarithmes normaux ou de logarithmes népériens, l'équation sera :

$$R = \frac{\log \left(\frac{P_n}{P_o} \right)}{t}$$

Comme $\log e = 0,4343$, on peut écrire ainsi l'équation :

$$R = \frac{\log \left(\frac{P_n}{P_o} \right)}{t (0,4343)}$$

Dans l'exemple du Bassoutoland, l'équation serait :

$$R = \frac{\log \left(\frac{634.000}{561.000} \right)}{(9,75) (0,4343)} = \frac{\log (1,130)}{4,2344}$$

En prenant une table de logarithmes vulgaires, on constate que la valeur de $\log (1,130)$ est de : 0,5308, d'où :

$$R = 0,0125, \text{ soit } 1,25 \% \text{ par an.}$$

Première approximation arithmétique (r_1) du taux géométrique (R).

Certaines personnes pourraient trouver que le calcul de R est incommode ou inutilement compliqué. Cette opinion est justifiée quand on ne dispose pas d'une table de logarithmes vulgaires ou si les comptages disponibles de la population sont tellement inexacts qu'il n'est pas absolument nécessaire de déterminer R avec beaucoup d'exactitude.

Dans un tel cas, R peut être calculé par approximation au moyen de plusieurs méthodes arithmétiques plus simples. On trouvera ci-après un exemple d'une méthode qui peut être employée. La formule donnant la première approximation arithmétique (r_1) du taux annuel de changement (R) est la suivante :

$$r_1 = \frac{\frac{P_n}{P_o} - 1}{t}$$

Dans l'exemple du Bassoutoland :

$$r_1 = \frac{1,130 - 1}{9,75} = \frac{0,130}{9,75}$$

d'où :

$$r_1 = 0,0133, \text{ ou } 1,33 \% \text{ par an.}$$

Seconde approximation arithmétique (r_2) du taux géométrique (R).

On peut faire une approximation bien meilleure de R par application directe de l'équation suivante :

$$r_2 = \frac{I_n}{P_a}$$

dans laquelle

$$I_n = \frac{P_n - P_0}{t}$$

(l'accroissement annuel dans l'interpolation arithmétique), et

$$P_a = \frac{P_n + P_0}{2}$$

Dans notre exemple :

$$I_n = \frac{73.000}{9,75} = 7.487$$

et

$$P_a = \frac{1.195.000}{2} = 597.500$$

d'où :

$$r_2 = \frac{7.487}{597.500} = 0,0125 \text{ ou } 1,25\% \text{ par an.}$$

$$r_2 = 0,0125$$

Autre approximation (r_3) du taux géométrique (R).

Si on utilise de nouveau les formules employées pour le calcul des intérêts, on constate que dans de nombreux cas, l'intérêt est composé annuellement, semestriellement, ou un certain nombre de fois par an. De même, le calcul annuel de l'intérêt composé sur un nombre réduit d'années donne pour le capital une série de valeurs annuelles qui ne sont pas trop différentes de celles qui sont données par le calcul continu. En d'autres termes, on peut conclure que le taux (r_3), obtenu par la technique du calcul annuel de l'intérêt composé, peut être utilisé comme approximation du taux géométrique (R) qui est calculé par la formule de calcul continu. A titre d'exemple, cette technique a été appliquée pour le Bassoutoland.

La formule utilisée pour le calcul de l'intérêt composé annuel, qui a été adaptée à la démographie, est la suivante :

$$P_n = P_0 (1 + r_3)^t$$

d'où :

$$r_3 = \sqrt[t]{\frac{P_n}{P_0}} - 1$$

Pour simplifier les calculs, on peut utiliser :

$$\log (1 + r_3) = \frac{\log \left(\frac{P_n}{P_0} \right)}{t}$$

En conséquence, de l'exemple on tire :

$$\log (1 + r_3) = \frac{\log 1,130}{9,75}$$

ou

$$\log (1 + r_3) = \frac{0,05308}{9,75} = 0,00544$$

Dans une table de logarithmes vulgaires on trouve :

$$0,00518 = \log 1,012$$

$$0,00561 = \log 1,013$$

et, par interpolation : $(0,001 : x = 0,00043 : 0,00017 = 0,0004$.

Antilog de 0,00544 = 1,0126

ou $1 + r_3 = 1,0126$

d'où : $r_3 = 0,0126$, soit 1,26 % par an, ce qui se rapproche beaucoup de $R = 1,25$ % par an.

Application de R.

Une fois que l'on a trouvé R ou une approximation de R, la seconde et dernière phase consiste à estimer la population à une date déterminée entre les deux comptages et en utilisant ce taux.

La formule à appliquer dans le cas présent est celle de l'intérêt composé, à savoir :

$$P_x = P_0 e^{Rx}$$

Dans laquelle P_x = la population après x années depuis le premier comptage ;

P_0 = la population au premier comptage,

e = une constante — 2,7183,

et R = le taux d'accroissement de la population.

Pour faciliter le calcul, utiliser :

$$\log \left(\frac{P_x}{P_0} \right) = R_x \log e \quad \log e = 0,4343$$

On obtient ainsi :

$$P_x = (\text{antilog de } R x \log e) P_0$$

Ainsi qu'il a été mentionné précédemment, la formule de l'intérêt composé annuel, qui est un peu plus simple à utiliser, offre une approximation de la formule de l'intérêt composé continu. R, ou une approximation, peut donc être remplacé dans l'une ou l'autre formule pour obtenir une estimation de la population totale entre les deux dates indiquées. La formule de l'intérêt composé annuel est la suivante :

$$P_x = P_0 (1 + r)^x$$

Pour faciliter le calcul, il pourrait être pratique d'utiliser les fonctions logarithmiques correspondantes :

$$\log \left(\frac{P_x}{P_0} \right) = x \log (1 + r)$$

On obtient ainsi :

$$P_x = [\text{antilog de } x \log (1 + r)] P_0$$

Dans le calcul suivant, R est appliqué dans les deux formules d'intérêt composé pour obtenir des estimations de la population totale du Bassoutoland, au 5 juillet 1949, et pour obtenir, sous forme d'une table, les estimations annuelles de la population totale au moyen d'interpolation arithmétique et de chacune des huit méthodes d'interpolation géométriques simples exposées ci-dessus.

Intérêt composé continu.

On sait que

$$R = 0,0125, P_0 = 561.000 \text{ et } x = 3$$

Ainsi, en remplaçant les valeurs de P_0 , R, x et $\log e$ dans la partie droite de l'équation de l'intérêt composé continu (page), on obtient :

$$\log \left(\frac{P_3}{P_0} \right) = 0,0125 (3) (0,4343) = 0,01629$$

Au moyen d'une table de logarithmes vulgaires de nombres, on trouve :

$$\text{antilog de } 0,01629 = 1,0382$$

D'où l'on obtient, par substitution dans l'équation suivante :

$$P_3 = 561.000 (1,0382)$$

d'où :

$$P_3 = 582.400$$

Méthode de l'intérêt composé annuel.

En utilisant encore $R = 0,0125$ dans la formule de l'intérêt composé annuel (page 29), sous ses équivalents logarithmiques (1), on constate que :

$$\log \left(\frac{P_3}{P_0} \right) = 3 \log 1,0125$$

Dans une table de logarithmes vulgaires de nombre, on trouve :

$$\log 1,0125 = 0,00540$$

En conséquence :

$$\log \left(\frac{P_3}{P_0} \right) = 0,01620$$

Au moyen d'une table de logarithmes vulgaires, on peut déterminer :

$$\text{antilog de } 0,01620 = 1,0380$$

Par substitution, nous obtenons :

$$P_3 = 561.000 \times 1,0380$$

d'où :

$P_3 = 582.300$, ce qui se rapproche beaucoup de $P_3 = 582.400$ obtenu au moyen de la formule de l'intérêt composé continu.

Dans la section précédente, on a expliqué que l'estimation de la population entre deux comptages déterminés au moyen de l'interpolation géométrique simple nécessitait deux phases, la première consistant à trouver le taux annuel d'accroissement de la population (R) entre les deux points ou une approximation de ce chiffre (r_1 , r_2 , ou r_3), et à appliquer ce taux à une des deux formules. En théorie, on peut donc faire, au moyen d'une interpolation géométrique simple, huit estimations différentes de la population totale au cours d'une année, pendant la période indiquée. Dans la pratique cependant, certaines approximations (probablement r_2 et r_3) pourraient très vraisemblablement donner le même chiffre que R à quatre décimales près, de sorte qu'en définitive on obtient que quatre estimations différentes au maximum pour une seule année. Même celles-ci devraient, dans la plupart des cas, être très proches les unes des autres.

(1) L'utilisation du logarithme est moins indispensable dans le cas présent. Par substitution directe, nous obtenons :

$$P_3 = 561.000 (1,0125)^3$$

$$P_3 = 561.000 (1,0380)$$

$$P_3 = 582.300$$

Cependant, lorsque x est supérieur à 5, il est assez difficile de calculer la valeur de $(1 + r)^x$.

Le tableau suivant (tableau I) indique les estimations annuelles de la population pour le Bassoutoland, calculées par les différentes méthodes décrites dans le présent chapitre. Pour faire une estimation de la population de chaque année, il serait très utile de disposer d'une feuille de calcul bien conçue. On trouvera, après le tableau, deux échantillons de feuilles de calcul (feuilles de calcul 1 et 2); l'une utilise la formule de l'intérêt composé continu et l'autre celle de l'intérêt composé annuel.

Résumé.

Si les déterminantes naturels et économiques de l'accroissement de la population n'ont pas subi de perturbations graves entre les deux comptages ou estimations, les interpolations de type linéaire sont suffisantes pour estimer la population totale à des dates déterminées prises pendant la période considérée. La plus simple de toutes les techniques d'interpolation est la méthode arithmétique qui suppose que la population s'accroît *en quantité annuelles constantes* pendant toute la période. Une technique un peu plus compliquée est celle de l'interpolation géométrique qui suppose que la population s'accroît à un taux annuel *constant* entre les deux dates.

Les deux techniques d'interpolation comprennent deux phases générales. Dans l'interpolation arithmétique, il faut tout d'abord déterminer l'accroissement annuel, puis appliquer cet accroissement à une formule simple.

L'interpolation géométrique suppose la détermination du *taux* d'accroissement de la population entre les deux dates et l'application de ce taux à une formule pour obtenir une estimation de la population totale à une date déterminée entre les deux points.

TABLEAU I

ESTIMATION ANNUELLE DE LA POPULATION DU BASSOUTOLAND ENTRE 1948 ET 1956
SUIVANT DIFFÉRENTES MÉTHODES D'INTERPOLATION (EN MILLIERS)

Date	Interpolation arithmétique	Interpolation géométrique							
	Accroissement = 7,487	R = 0,0125 C. C.* C. A.**		r _n = 0,0126 C. C.* C. A.**		r ₁ = 0,0133 C. C.* C. A.**		r ₂ = 0,0125 C. C.* C. A.**	
7 /5 /46*** (comptage)	561,0	561,0		561,0		561,0		561,0	
7 /5 /47	568,5	568,1	568,0	568,1	568,1	568,5	568,5	568,1	568,0
7 /5 /48	576,0	575,2	575,1	575,3	575,9	576,1	576,0	575,2	575,1
7 /5 /49	583,5	582,4	582,3	582,6	583,2	583,8	583,7	582,4	582,3
7 /5 /50	590,9	589,8	589,6	590,0	590,7	591,6	591,5	589,8	589,6
7 /5 /51	598,4	597,2	597,0	597,5	598,4	599,6	599,3	597,2	597,0
7 /5 /52	605,9	604,7	604,5	605,0	606,2	607,6	607,3	604,7	604,5
7 /5 /53	613,4	612,3	612,1	612,7	614,1	615,8	615,4	612,3	612,1
7 /5 /54	620,9	620,0	619,7	620,5	622,1	624,0	623,6	620,0	619,7
7 /5 /55	628,4	627,8	627,4	628,4	630,2	632,4	631,9	627,8	627,4
4 /4 /56	634,0	633,7	633,3	634,4	636,2	638,7	638,2	633,7	633,3
4 /4 /56*** (comptage)	634,0	634,0		634,0		634,0		634,0	

* Méthode de l'intérêt composé continu

** Méthode de l'intérêt composé annuel

*** Chiffre du recensement et non pas des estimations

FEUILLE DE CALCUL N° I

ESTIMATION ANNUELLE DE LA POPULATION DU BASSOUTOLAND PAR INTERPOLATION
 EN UTILISANT $R = 0,0125$ ET LA TECHNIQUE DE L'INTÉRÊT COMPOSÉ CONTINU
 1946 - 1956

Date	Année (x)	R	Rx	Rx log e	antilog de (Col. 4)	Po (en milliers)	Px (en milliers)
	(1)	(2)	(1) × (2) (3)	(Col. 3) × (0,4343) (4)	(5)	(6)	(5) × (6) (7)
7 /5 /47	1	0,0125	0,0125	0,00543	1,0126	561	568,1
7 /5 /48	2	0,0125	0,0250	0,01086	1,0253	561	575,2
7 /5 /49	3	0,0125	0,0375	0,01629	1,0382	561	582,4
7 /5 /50	4	0,0125	0,0500	0,02172	1,0513	561	589,8
7 /5 /51	5	0,0125	0,0625	0,02714	1,0645	561	597,2
7 /5 /52	6	0,0125	0,0750	0,03257	1,0779	561	604,7
7 /5 /53	7	0,0125	0,0875	0,03800	1,0915	561	612,3
7 /5 /54	8	0,0125	0,1000	0,04343	1,1052	561	620,0
7 /5 /55	9	0,0125	0,1125	0,04886	1,1191	561	627,8
4 /4 /56	9,75	0,0125	0,1219	0,05294	1,1296	561	633,7

FEUILLE DE CALCUL N° 2

ESTIMATION ANNUELLE DE LA POPULATION DU BASSOUTOLAND PAR INTERPOLATION
 EN UTILISANT $R_1 = 0,0133$ ET LA TECHNIQUE DE L'INTÉRÊT COMPOSÉ ANNUEL
 1946 - 1956

Date	Année (x)	$\log (1 + r_1)$	Col. 2 $\times$ Col. 3	antilog de (Col. 4)	Po (en milliers)	Px (en milliers) (Col. 5) $\times$ (Col. 6)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
7 /5 /47	1	0,00574	0,00574	1,0133	561	568,5
7 /5 /48	2	0,00574	0,01148	1,0268	561	576,0
7 /5 /49	3	0,00574	0,01722	1,0405	561	583,7
7 /5 /50	4	0,00574	0,02296	1,0543	561	591,5
7 /5 /51	5	0,00574	0,02870	1,0683	561	599,3
7 /5 /52	6	0,00574	0,03444	1,0825	561	607,3
7 /5 /53	7	0,00574	0,04018	1,0969	561	615,4
7 /5 /54	8	0,00574	0,04592	1,1115	561	623,6
7 /5 /55	9	0,00574	0,05166	1,1263	561	631,9
4 /4 /56	9,75	0,00574	0,05597	1,1376	561	638,2 ¹

1. Il convient de noter que l'estimation obtenue ici dépasse de 4.000 personnes environ le comptage effectué à cette date. Cet écart est dû principalement au fait que le taux utilisé (r_1) ne représente que l'estimation la plus approximative possible du taux effectif d'accroissement de la population pendant la période et qu'il est généralement légèrement supérieur au taux effectif.

CHAPITRE III

Projection de la population totale à des dates futures par extrapolation

Le présent chapitre a pour objet d'expliquer l'usage des techniques d'extrapolation pour estimer la population totale à des dates futures. Essentiellement, l'extrapolation consiste à prolonger une courbe à l'une de ses extrémités ou à l'autre. Dans le cas des séries chronologiques, comme les données annuelles sur la population, le prolongement de la courbe au-delà de la dernière date de la série peut être qualifié d'extrapolation dans l'avenir, de projection ou de prévision.

L'extrapolation dans l'avenir présente une nette similitude avec l'interpolation entre deux points déterminés. Il est donc extrêmement utile de bien comprendre les techniques exposées dans le chapitre précédent si l'on veut saisir celles qui sont utilisées dans le présent chapitre.

Dans les pages suivantes, on expliquera quelques-unes des méthodes d'extrapolation plus simples, qui sont appliquées aux données démographiques. La plus simple de toutes est l'extrapolation arithmétique. L'extrapolation géométrique simple, et ce que l'on peut appeler l'extrapolation par polynômes, sont un peu plus compliquées.

Extrapolation arithmétique.

L'interpolation et l'extrapolation arithmétiques sont fondées sur la même hypothèse générale, à savoir que l'importance d'une population donnée varie par accroissements annuels constants. Dans le cas de l'interpolation arithmétique, l'importance de l'accroissement annuel est obtenue en divisant les mouvements de la population totale entre les deux comptages ou estimations par le nombre correspondant d'années.

Ceci ne peut manifestement pas être fait dans le cas de l'extrapolation dans l'avenir, car l'importance de la population, à la fin de la période n'est pas connue. Cependant, une estimation de l'accroissement annuel peut être obtenue au moyen des chiffres des périodes précédentes. La période à partir de laquelle une telle estimation est faite est appelée « période de référence ».

Le choix d'une *période de référence* présente une importance capitale lorsqu'on veut faire des prévisions démographiques exactes. D'une manière générale « tout système de prévision qui comporte simplement le prolongement d'une courbe ou l'application automatique d'une formule, sans nécessiter en même temps un examen attentif des facteurs qui sont à l'origine de la situation, et qui peuvent la modifier, n'a guère de valeur » (1).

En ce qui concerne les prévisions démographiques, le choix d'une période de référence devrait nécessiter un examen méticuleux des facteurs qui sont à l'origine de la situation, car s'est principalement de ce choix que dépend l'exactitude de l'estimation définitive.

Les principes qui doivent gouverner le choix d'une période de référence peuvent se résumer en trois propositions générales :

Tout d'abord, il devrait dépendre de l'objectif de l'estimation. Si l'on veut estimer l'importance probable future de la population, la période de référence à choisir doit, après un examen attentif, avoir suivi vraisemblablement des tendances similaires en ce qui concerne les facteurs sociaux et économiques qui déterminent l'accroissement de la population, prévu pendant la projection (2).

En second lieu, les périodes de prospérité ou de désastres exceptionnels, tels que les guerres, les épidémies et les famines devraient, dans la plupart des cas, être exclues comme périodes de référence, à moins que l'objet de l'estimation soit de déterminer non pas l'importance la plus probable de la population, mais l'importance qu'elle aurait vraisemblablement dans des conditions analogues. Si celui qui fait l'estimation s'intéresse à l'importance probable d'une population à une date future, il n'est pas possible de tenir compte de facteurs exceptionnels car il est impossible de les prévoir. De toutes manières, cepen-

(1) F. E. CROXTON et D. J. COWDEN, *Applied General Statistics*, second édition, Fifth printing, Prentice Hall Inc. Englewood Cliffs, N. J. Mai 1960, p. 112.

(2) Si une telle période n'existe pas, il pourrait être alors possible de choisir la période qui ressemble le plus à ce que l'on attend pour la période de projection et l'ampleur de l'accroissement de la population au cours de cette première période doit être ajustée arbitrairement pour correspondre à celle de la seconde.

dant, il est préférable d'indiquer explicitement l'hypothèse qui est à l'origine du choix de la période de référence.

Enfin, lorsqu'on utilise l'extrapolation arithmétique, la période de référence ne doit pas être trop éloignée dans le passé. Si la population augmente, les accroissements annuels de périodes très éloignées, appliqués au comptage récent de la population, peuvent donner facilement des taux d'accroissement démographique ridiculement faibles, tandis que si la population diminue, les taux ainsi obtenus peuvent être ridiculement élevés. L'ampleur de la sous-estimation ou de la surestimation de la population s'accroît progressivement au fur et à mesure que la période de prévision s'étend. Pour cette raison, l'emploi de méthodes d'extrapolation arithmétique n'est pas recommandée pour les prévisions démographiques portant sur des périodes dépassant cinq ans à partir de la fin de la période de référence.

Lorsque la période de référence a été déterminée, le mécanisme de projection de la population par extrapolation arithmétique devient sensiblement analogue à celui de l'interpolation arithmétique qui a été expliquée dans le chapitre précédent. L'opération comporte deux phases : 1° la détermination de l'accroissement annuel pendant la période de référence, et 2° l'application du résultat à une formule de prévision. Les formules de base utilisées pour les deux phases sont les mêmes que celles qui ont été employées pour les phases correspondantes d'interpolation arithmétique.

Pour calculer l'accroissement annuel (Y), on utilise l'équation suivante :

$$Y = \frac{P_n - P_0}{t}$$

P_n et P_0 représentant les totaux de la population de l'année terminale et de l'année initiale de la période de référence, et t le nombre d'années couvertes par la période de référence.

Pour projeter la population totale à une date fixée, on utilise la formule suivante :

$$P_x = P_1 + xY$$

dans laquelle P_1 = la population au dernier comptage,

x = le nombre d'années qui s'est écoulé entre le dernier comptage et l'année de l'estimation, et

Y = l'accroissement annuel.

Pour bien comprendre les calculs, prenons l'exemple du Souaziland où les dénombrements de population de 1936, 1946 et 1956 ont donné respectivement : 157.000, 185.000 et 237.000. Pour 1960, on désire faire une estimation de la population totale du Souaziland au moyen d'une extrapolation arithmétique.

Ainsi qu'il a été expliqué précédemment, après avoir choisi une période de référence, la procédure comporte deux phases : 1° l'estimation de l'accroissement annuel, et 2° l'application du résultat à la formule de prévision.

Les données disponibles indiquent deux périodes de référence possibles : 1936-1946 et 1946-1956. La première période peut être éliminée pour deux raisons au moins. Tout d'abord, elle englobe une guerre et, deuxièmement, les premiers comptages effectués au Souaziland sont, selon toute vraisemblance, moins exacts que les plus récents car, dans la plupart des cas, on a considérablement amélioré la qualité des comptages au cours des premiers stades des recensements. La période 1946-1956 semble mieux convenir comme période de référence. Un examen plus méticuleux de la période de référence peut cependant indiquer qu'il est nécessaire d'apporter quelques ajustements à l'accroissement annuel, avant de l'appliquer à la période de projection 1956-1960. Ces ajustements doivent être faits sur la base des meilleures estimations, que les analystes pourront faire quant à l'évolution de la situation.

La formule de l'accroissement annuel est la suivante :

$$Y = \frac{P_n - P_0}{t}$$

dans notre exemple

$$Y = \frac{P_{56} - P_{46}}{10}$$

ou

$$Y = \frac{237.000 - 185.000}{10}$$

d'où

$$Y = 5.200$$

De même, par interpolation arithmétique, la formule à appliquer est la suivante :

$$P_{50} = P_{56} + 4 Y$$

soit :

$$P_{60} = 237.000 + 20.800 = 258.000 \text{ (chiffre arrondi).}$$

En conséquence, la population estimée du Souaziland en 1960 s'élève à 258.000 personnes, en procédant par extrapolation arithmétique et en prenant comme période de référence 1946-1956.

Extrapolation géométrique simple.

Il n'y a rien d'étonnant à ce qu'on fasse figurer dans la présente section une extrapolation géométrique simple, car le

lecteur devrait maintenant être familiarisé avec ses principes. Ceux-ci, répétons-le, comportent deux phases après le choix d'une période de référence appropriée.

1. Détermination du taux annuel d'accroissement de la population (R) ou une approximation de ce taux (r_1, r_2 ou r_3), et
2. L'application de ce taux à la formule de l'intérêt composé continu ou annuel.

De même que dans la section précédente, on va estimer la population du Souaziland en 1960 pour illustrer la méthodologie. Rappelons que les comptages effectués en 1936, 1946 et 1956 ont donné respectivement 157.000, 187.000 et 237.000.

Pour les raisons indiquées dans la section précédente, la période de référence choisie en l'occurrence est 1946-1956.

Les formules utilisées pour calculer le taux annuel d'accroissement de la population R et ses différentes approximations (r_1, r_2 et r_3) sont les mêmes que dans le chapitre précédent. Nous réduirons donc au minimum l'explication.

$$R : \quad R = \frac{\log \frac{P_{56}}{P_{46}}}{10 \log e} = \frac{\log \frac{237.000}{185.000}}{10 (0,4343)}$$

ou

$$R = \frac{\log 1,281}{4,343}$$

d'où

$$R = \frac{0,10755}{4,343}$$

et

$$R = 0,0247 \text{ ou } 2,47 \%$$

Première approximation arithmétique (r_1) du taux géométrique (R).

$$r_1 = \frac{\frac{P_{56}}{P_{46}} - 1}{10} = \frac{1,281 - 1}{10}$$

et

$$R_1 = 0,028 \text{ ou } 2,8 \%$$

Seconde approximation arithmétique (r_2) du taux géométrique (R).

$$r_2 = \frac{I_n}{P_n}$$

ou

$$I_a = \frac{P_{50} - P_{40}}{10} \text{ et } P_a = \frac{P_{50} + P_{40}}{2}$$

d'où

$$I_a = 5.200 \text{ et } P_a = 211.000$$

et

$$r_2 = 0,0246 \text{ ou } 2,46 \%$$

Autre approximation arithmétique (r_3) du taux géométrique (R).

$$r_3 = \frac{10}{\sqrt{\frac{P_{50}}{P_{40}}}} - 1$$

ou, en employant une forme logarithmique :

$$\log(r_3 + 1) = \frac{\log 1,281}{10}$$

d'où

$$\log(r_3 + 1) = 0,01076$$

On obtient donc :

$$r_3 + 1 = 1,0250$$

et

$$r_3 = 0,0250 \text{ soit } 2,50 \%$$

Formule de l'intérêt composé continu :

$$R = 0,0247$$

e^{4R}

$$P_{60} = P_{50}$$

ou, en employant une formule logarithmique :

$$\log\left(\frac{P_{60}}{P_{50}}\right) = 4 R \log e$$

ou

$$\log\left(\frac{P_{60}}{P_{50}}\right) = (4) (0,0247) (0,4343)$$

d'où

$$\log \frac{P_{60}}{P_{50}} = 0,04291$$

de sorte que

$$\frac{P_{60}}{P_{50}} = \text{antilog de } 0,4291 = 1,1039$$

donc

$$P_{60} = 1,1039 \times P_{50}$$

d'où

$$P_{60} = 1,1039 \times 237.000$$

et

$$P_{60} = 262.000 \text{ (chiffre arrondi).}$$

Méthode de l'intérêt composé annuel.

$$R = 0,0247$$

$$P_{60} = P_{56} (1 + r)^4$$

Où, en employant une formule logarithmique :

$$\log \left(\frac{P_{60}}{P_{56}} \right) = 4 \log (1 + r)$$

d'où

$$\log \left(\frac{P_{60}}{P_{56}} \right) = 4 \log 1,0247$$

donc

$$\log \left(\frac{P_{60}}{P_{56}} \right) = 4 (0,01031)$$

de sorte que

$$\log \left(\frac{P_{60}}{P_{56}} \right) = 0,04124$$

d'où

$$\frac{P_{60}}{P_{56}} = \text{antilog de } 0,04124 = 1,0996$$

ainsi

$$P_{60} = 1,0996 \times P_{56}$$

ou

$$P_{60} = 1,0996 \times 237.000$$

et

$$P_{60} = 261.000 \text{ (chiffre arrondi).}$$

Ainsi qu'il a été indiqué précédemment, l'extrapolation géométrique simple, telle qu'elle est définie et expliquée dans le présent manuel, donne huit estimations distinctes mais non pas nécessairement différentes de la population totale. Ceci n'a rien d'étonnant si l'on considère le fait que quatre estimations du taux actuel d'accroissement de la population ont été obtenues et que chacune peut être appliquée à deux formules d'intérêt composé. Dans notre exemple du Souaziland, les estimations résultant de ces huit combinaisons différentes sont les suivantes :

a) *Formule de l'intérêt composé annuel continu*

pour $R = 0,0247$	P_{60}	262.000 (calculé ci-dessus)
pour $r_1 = 0,0281$	P_{60}	265.000
pour $r_2 = 0,0246$	P_{60}	262.000
pour $r_3 = 0,0250$	P_{60}	262.000

b) Formule de l'intérêt composé annuel

pour $R = 0,0247$	$P_{60} = 261.000$ (calculé ci-dessus)
pour $r_1 = 0,0281$	$P_{60} = 265.000$
pour $r_2 = 0,0246$	$P_{60} = 261.000$
pour $r_3 = 0,0250$	$P_{60} = 262.000$

Il convient de remarquer que la seule estimation différente est celle qui emploie l'approximation la plus rudimentaire de R , à savoir r_1 . En conséquence, il ne faut utiliser r_1 que lorsqu'il n'est pas nécessaire de faire des estimations extrêmement exactes ou qu'il est impossible de le faire du fait que les comptages de population, effectués pendant la période de référence, sont d'une exactitude contestable.

Extrapolation par polynômes.

L'extrapolation par polynôme est une projection faite à l'aide de fonctions algébriques. Une fonction algébrique peut être représentée par une équation du premier degré de la formule :

$$Y = a + bX$$

et une équation du second degré en prenant la formule

$$Y = a + bX + cX^2$$

ou de tout autre degré.

Dans les paragraphes suivants, il ne sera fait usage que de ces deux types d'équations, étant donné que les fonctions algébriques supérieures sont rarement nécessaires pour les prévisions à court terme de la population.

Polynôme du premier degré.

Il est considéré comme la plus simple de toutes les fonctions mathématiques. Le polynôme du premier degré décrit une progression arithmétique, c'est-à-dire une augmentation ou une diminution constante absolue par unité de temps. Il fait donc appel essentiellement à la même technique que celle qui est utilisée pour l'interpolation et l'extrapolation arithmétiques et le résultat de son application aux données démographiques devrait former une ligne droite lorsqu'il est porté sur du papier millimétré ordinaire. En fait, son emploi ici a uniquement pour objet d'exposer les principes de l'extrapolation arithmétique. On indiquera ensuite quelques-unes de ses principales applications non seulement en raison de cette énonciation, mais aussi à titre d'introduction à la technique analogue, mais beaucoup plus compliquée, de l'extrapolation parabolique qui fait appel à des polynômes du second degré.

Le lecteur a certainement déjà constaté que toutes les projections mathématiques nécessitent le choix d'une période de référence appropriée. Les critères à considérer pour le choix de la période de référence sont essentiellement les mêmes, quel que soit le type de projection mathématique utilisé. Pour éliminer toute répétition, le lecteur est invité en conséquence à consulter les tableaux précédents pour ces critères.

Si l'on porte les valeurs des deux comptages sur du papier millimétré, où le temps est représenté sur l'axe x (abscisses) et l'importance de la population sur l'axe y (ordonnées), il est facile de tracer une ligne droite joignant les deux points. Les valeurs représentées le long de cette ligne devraient, si elles sont lues convenablement, correspondre exactement aux valeurs de la population totale obtenues par interpolation arithmétique. De même un prolongement de la ligne devrait indiquer les valeurs de la population totale obtenues par extrapolation arithmétique.

S'il suffit parfaitement de tracer soigneusement à main levée une telle droite en joignant les deux valeurs indiquées pour la population totale et que cela puisse remplacer les calculs nécessités pour l'interpolation et l'extrapolation arithmétiques, il est utile, pour des raisons qui apparaîtront clairement bientôt, d'introduire maintenant une troisième méthode pour faire ce type d'interpolation et d'extrapolation linéaires. Cette méthode fait appel essentiellement à un polynôme du premier degré, à savoir :

$$Y = a + bX$$

Afin de donner un exemple du mécanisme d'extrapolation avec un polynôme du premier degré, nous utiliserons le même exemple que précédemment et nous estimerons la population en 1960 du Swaziland indiquée par les comptages de 1946 (185.000) et 1956 (237.000).

Le polynôme du premier degré applicable à notre exemple peut être obtenu de la façon suivante :

Le nombre d'années qui se sont écoulées après la première année de la période de référence (dans le cas présent 1946) est indiqué par la valeur de X , et l'importance de la population correspondante est indiquée par la valeur de Y . En conséquence, on peut, par substitution, écrire l'équation suivante :

$$185.000 = a + b(0)$$

ou

$$237.000 = a + b(10)$$

Les valeurs de a et b peuvent être obtenues en résolvant ces deux équations.

$$a = 185.000$$

par substitution :

$$237.000 = 185.000 + 10b$$

d'où

$b = 5.200$ (= par accroissement annuel obtenu par l'extrapolation arithmétique ci-dessus).

En conséquence, l'équation décrivant la droite passant par les deux valeurs indiquées pour la population pour donner une estimation (Y) pour une période de temps future (X) est la suivante :

$$Y = 185.000 + 5.200 X$$

Pour estimer la population de 1960 dans l'équation, nous remplaçons X par sa valeur, soit 14, car 1960 tombe 14 ans après la première année de la période de référence, et on obtient ainsi :

$$Y_{60} = 185.000 + 5.200 (14)$$

d'où

$$Y_{60} = 258.000$$

Il convient de noter que cette valeur de la population du Souaziland en 1960 est exactement la même que celle qui a été obtenue par extrapolation arithmétique et en outre qu'elle aurait pu être obtenue graphiquement en prolongeant la ligne joignant les deux valeurs indiquées pour la population et portées sur le papier millimétré de façon à correspondre au point 1960 sur l'axe x et en lisant ensuite la valeur correspondante sur l'axe y .

Lorsque la période de référence considérée comme appropriée contient *plus de deux comptages ou estimations*, il peut être opportun de faire des projections linéaires en tenant compte de la totalité ou de quelques-unes des valeurs données pour la population. Mais, dans ce cas, les valeurs de la population portées sur le graphique peuvent, selon toute vraisemblance, ne pas être disposées en ligne droite, de sorte qu'il est impossible de les relier par une droite. Cependant, le calculateur peut tracer une ligne qui passe « au milieu » de toutes les valeurs indiquées pour faire une projection de la population totale. D'une manière plus conventionnelle, la ligne droite qui donne le meilleur résultat est celle qui est disposée de telle façon que la somme des déviations des valeurs indiquées par rapport à celle-ci est égale à zéro. Une telle ligne est généralement appelée la ligne des moindres carrés.

Cette ligne peut être tracée approximativement à main levée, mais elle peut être obtenue de manière plus exacte en utilisant une méthode similaire à celle qui vient d'être décrite.

A ce propos, on peut prendre l'exemple de Porto Rico, où

les quatre derniers comptages de la population ont donné les chiffres indiqués dans le tableau suivant :

TABLEAU II
POPULATION DE PORTO RICO
1930, 1940, 1950 et 1960

Année	Population (en milliers)
1930	1.544
1940	1.869
1950	2.211
1960	2.350

Le problème consiste à déterminer la population en 1965 qui est estimée par extrapolation linéaire en utilisant ces quatre comptages.

En conséquence,

- Pour 1930 $X = -20$ et $Y = 1.544$
- Pour 1940 $X = -10$ et $Y = 1.869$
- Pour 1950 $X = 0$ et $Y = 2.211$
- Pour 1960 $X = 10$ et $Y = 2.350$
- Pour 1965 $X = 15$ et Y_{65} reste à estimer

En conséquence, en substituant :

$$Y = a + bX$$

On obtient les quatre équations suivantes :

$$\begin{aligned} 1.544 &= a - 20b \\ 1.869 &= a - 10b \\ 2.211 &= a \\ 2.350 &= a + 10b \end{aligned}$$

Pour pouvoir servir à deux ou plus équations de ce genre, le calcul peut être simplifié en procédant de la façon suivante :

Pour chacune des équations, trouver les valeurs de X, Y, XY et X². Dans ce cas, on obtient les valeurs suivantes :

X	Y	XY	X ²
-20	1.544	-30.880	400
-10	1.869	-18.690	100
0	2.211	0	0
10	2.350	23.500	100
Total (Σ) -20	7.974	-26.070	600

Substituer les valeurs de ce tableau dans les équations normales suivantes :

$$\Sigma(Y) = na + b\Sigma(X)$$

$$\Sigma(XY) = a\Sigma(X) + b\Sigma(X^2)$$

où

$\Sigma(X)$	représente le total de la colonne X
$\Sigma(Y)$	» Y
$\Sigma(XY)$	» XY
$\Sigma(X^2)$	» X ²

et n est le nombre des équations, en l'occurrence 4.

En conséquence :

$$\begin{aligned} 7.974 &= 4a - 20b \\ -26.070 &= -20a + 600b \end{aligned}$$

Pour résoudre simultanément les deux équations, on peut multiplier les deux membres d'une équation par un nombre qui rendra l'un de ces éléments égal à l'élément correspondant de l'autre équation, mais avec un signe différent. Dans le cas présent, multiplier les deux membres de la première équation par 5. L'opération suivante consiste à ajouter les éléments correspondants des deux équations pour obtenir une équation à une seule inconnue. Ainsi :

$$\begin{aligned} 39.870 &= 20a - 100b \\ -26.070 &= -20a + 600b \text{ en ajoutant :} \\ 13.800 &= 500b \end{aligned}$$

Donc
$$b = \frac{13\,800}{500}$$

et
$$b = 27,6$$

en remplaçant b par sa valeur dans chaque équation :

$$\begin{aligned} 7.974 &= 4a - 20(27,6) & -26.070 &= 20a + 600(27,6) \\ 7.974 &= 4a - 552 & -42.640 &= -20a \\ \text{et } a &= 2.131,5 & \text{ou } a &= 2.131,5 \end{aligned}$$

L'équation donnant donc une projection de la population est donc la suivante :

$$Y_{05} = 2.131,5 + 27,6X$$

On obtient donc l'estimation de la population de Porto Rico en 1965 en remplaçant X par 15 dans l'équation :

$$Y_{05} = 2.131,5 + 27,6(15)$$

et

$$Y_{05} = 2.545,5$$

La population estimée en 1965, arrondie au millier le plus proche est donc :

$$2.546.000 \quad (1)$$

Polynôme du second degré.

Si la période de référence est judicieusement choisie, il suffit généralement d'employer pour les prévisions des droites ou des polynômes du premier degré. Dans de rares cas cependant, les données disponibles sur la population varient de telle façon qu'une droite ne semble pas pouvoir être utilisée. Dans ce cas, et si ces fluctuations sont considérées comme typiques et susceptibles de suivre la même orientation dans l'avenir, il peut être justifié d'employer un polynôme du second degré.

La formule générale d'un polynôme du second degré est la suivante :

$$Y = a + bX + cX^2$$

Cette courbe peut alors passer par trois valeurs données de population et être ajustée pour un plus grand nombre sans nécessairement passer à travers toutes ces valeurs.

Pour donner un exemple de son utilisation, nous allons l'employer pour estimer la population de Souaziland en 1960, en utilisant les comptages de 1936 (157.000), 1946 (185.000) et 1956 (237.000).

Pour 1936	X = -10	et Y = 157 (000)
Pour 1946	X = 0	» Y = 185 (000)
Pour 1956	X = 10	» Y = 237 (000)
Pour 1960	X = 14	» Y60 à estimer

En substituant ces chiffres dans la formule d'un polynôme du second degré, on obtient les trois équations suivantes :

$$157 = a - 10b + 100c$$

$$185 = a$$

$$237 = a + 10b + 100c$$

(1) Lorsque le nombre de comptages figurant dans la période de référence est impair, on peut simplifier beaucoup le calcul en donnant à X la valeur 0, de manière à correspondre au comptage du milieu. Dans ce cas : $\sum (X) = 0$ et les équations deviennent :

$$\frac{\sum (Y)}{\sum (XY)} = \frac{n^a}{b (X^2)}$$

d'où

$$a = \frac{\sum (Y)}{n} \quad \text{et} \quad b = \frac{\sum (XY)}{\sum (X^2)}$$

Si le lecteur n'a pas l'habitude de ces calculs, il pourrait être utile de les appliquer à l'exemple du Souaziland où trois comptages de population ont été fait. Soit X = 0 correspondant à 1946. On constatera que :

$$a = 193 \quad \text{et} \quad b = 4$$

en conséquence :

$$Y_{60} = 193 + 4 (14) = 249.000$$

Résoudre par rapport à a , b et c :

$$a = 185$$

et faire l'addition :

$$\begin{array}{r} 157 = a - 10b + 100c \\ 237 = a + 10b + 100c \\ \hline 394 = 2a \quad + 200c \end{array}$$

En remplaçant a par sa valeur, indiquée ci-dessus, on obtient :

$$\begin{aligned} 394 &= 2(185) + 200c \\ c &= 0,12 \end{aligned}$$

et en remplaçant c par cette valeur et la valeur de a dans l'équation précédente, on obtient :

$$\begin{aligned} 237 &= a + 10b + 100c \\ 237 &= 185 + 10b + 100(0,12) \\ 10b &= 40 \\ b &= 4 \end{aligned}$$

Construire l'équation parabolique et remplacer a , b et c par leur valeur dans l'équation :

$$\begin{aligned} Y &= a + bX + cX^2 \\ Y &= 185 + 4X + 0,12X^2 \end{aligned}$$

d'où

$$Y_{60} = 185 + 4(14)^* + 0,12(14)^2$$

d'où

$$Y_{60} = 265$$

La population du Souaziland en 1960 est ainsi estimée à 265.000.

Résumé.

Les méthodes d'extrapolation utilisées dans le précédent chapitre ont été classées en trois catégories : extrapolation arithmétique, extrapolation géométrique simple et extrapolation par polynômes. Toutes ces méthodes commencent de la même façon, c'est-à-dire par un choix méticuleux d'une période de référence pour la projection.

L'extrapolation arithmétique comprend deux opérations supplémentaires : la détermination de l'accroissement annuel et l'application de cet accroissement à la période de projection pour obtenir une estimation de la population totale à une ou

* Comme 1960 se situe quatorze ans après la période de référence 1946, $X = 14$.

plusieurs dates futures. Les résultats de l'extrapolation arithmétique sont exactement les mêmes que ceux de l'extrapolation graphique et que ceux de l'extrapolation par polynôme du premier degré.

L'extrapolation géométrique simple comporte aussi deux phases principales après le choix d'une période de référence : 1^o une estimation du taux d'accroissement de la population (ou de la diminution) (R), ou une approximation de ce taux (r_1 , r_2 ou r_3); et 2^o l'application du taux de croissance dans la formule de l'intérêt composé continu ou dans celle de l'intérêt composé annuel.

L'extrapolation algébrique comporte l'utilisation d'une fonction polynôme. Il n'est question dans le présent chapitre que des fonctions polynômes du premier et du second degrés, car les polynômes de degré supérieur sont rarement nécessaires pour les projections démographiques. Les polynômes du premier degré peuvent représenter une droite sur un papier millimétré ordinaire passant à travers les deux valeurs des comptages de la population contenues dans la période de référence ou, lorsqu'il y a plusieurs comptages, une droite qui passe exactement au centre de leurs valeurs respectives. Un polynôme du second degré peut représenter une courbe qui traverse trois comptages différents et, s'il y a eu plus de trois comptages pendant la période de référence, il représentera une courbe passant au centre des valeurs des comptages respectifs.

Le tableau suivant indique les estimations de la population du Souaziland en 1960, calculées d'après les différentes méthodes étudiées dans le présent chapitre :

TABLEAU III
ESTIMATIONS DE LA POPULATION DU SOUAZILAND
EN 1960 PAR DIFFÉRENTES METHODES
(1946 - 1956 = période de référence)

Méthode	Population 1960
Extrapolation arithmétique ou graphique, ou par polynôme du premier degré	258.000
Extrapolation géométrique	
Formule de l'intérêt composé continu avec R	262.000
— — — — — r_1	265.000
— — — — — r_2	262.000
— — — — — r_3	262.000
Formule de l'intérêt composé annuel avec R	261.000
— — — — — r_1	265.000
— — — — — r_2	261.000
— — — — — r_3	262.000
Extrapolation parabolique (polynôme du second degré)	265.000

Remarquer que :

1. L'extrapolation arithmétique donne une estimation plus faible que l'extrapolation géométrique, et
2. la seule estimation qui semble s'écarter légèrement est celle qui utilise le système rudimentaire mais simple pour calculer l'approximation de R, à savoir r_1 .

Extrapolation utilisant les courbes exponentielles modifiées, les courbes de Gompertz et les courbes logistiques.

Les techniques d'extrapolation qui ont été décrites dans les chapitres précédents répondent à la plupart des besoins du spécialiste de l'analyse économique s'intéressant à la démographie. Les démographes ont cependant utilisé à diverses époques différents types de courbes pour analyser et projeter les données sur la population. Ces courbes sont souvent appelées des « courbes d'accroissement ». Les plus connues de ces courbes d'accroissement sont la courbe exponentielle modifiée et, surtout, les courbes de Gompertz ainsi que les courbes logistiques.

Ces trois types de courbes peuvent être considérés comme appartenant au type plus complexe des courbes exponentielles. La formule générale d'une fonction exponentielle est la suivante :

$$Y = ab^x$$

Une courbe exponentielle décrit le rapport dans lequel une variable (par exemple x = temps exprimé en années) augmente selon une progression arithmétique, et l'autre (par exemple Y = l'importance de la population $P(x)$) s'accroît selon une progression géométrique. En d'autres termes, la courbe exponentielle se rapporte à deux variables (par exemple, le temps et l'importance de la population). La première s'accroît par *augmentations constantes et absolues* tandis que les valeurs correspondantes de la seconde changent à un *taux constant*.

Dans les pages précédentes, le lecteur a été informé incidemment de la courbe exponentielle. Elle a été utilisée pour faire ce que nous appelions une « interpolation géométrique simple » et « une extrapolation géométrique simple ». Le lecteur se rappellera que la fonction appliquée dans ces deux sections était la suivante :

$$P_n = P_0 e^{nt}$$

et pourra constater qu'elle est conforme à la formule générale de la fonction exponentielle.

On peut noter aisément que plus les valeurs de t augmentent, c'est-à-dire pour des points très éloignés dans l'avenir, plus la courbe exponentielle finira par indiquer une population d'une

importance vraiment fantastique et qui serait absurde. Cette caractéristique de la courbe exponentielle, à savoir sa croissance incessante, a incité les partisans des courbes d'accroissements logistiques et autres courbes asymptotes à mettre au point des versions modifiées.

Pour les trois fonctions mentionnées ci-dessus, la courbe décrivant l'accroissement de la population se rapproche d'une manière asymptotique du niveau indiqué par les données. En d'autres termes, la population d'une région ou d'un pays est censée atteindre, à un moment donné dans le temps, une limite au-delà de laquelle elle ne peut plus augmenter. Cette limite est évidemment imposée par des conditions physiques et techniques, de sorte qu'elle change en même temps qu'elles. Une modification profonde de ces conditions de base nécessite donc la construction d'une nouvelle courbe et, en conséquence, une révision des projections précédentes qui n'a pas encore été réalisée.

L'équation décrivant la fonction exponentielle modifiée peut s'écrire de la façon suivante :

$$Y = ab^x + K$$

Elle peut être utilisée pour ajuster les données démographiques lorsque a est négatif et b est une fraction de 1. Ce n'est que dans ces conditions qu'une courbe exponentielle aura sa concavité ouverte vers le bas. En outre, cette courbe décrit une tendance selon laquelle l'augmentation du changement diminue d'un pourcentage constant qui finit par être asymptote à la valeur de K .

Les courbes de Gompertz et les courbes logistiques sont données par les deux équations suivantes (1) :

— la courbe de Gompertz : $Y = Ka^{b^x}$

— la courbe logistique : $\frac{1}{Y} = \frac{1}{K} + a b^x$

Elles contiennent toutes deux une caractéristique asymptotique, à savoir la limite supérieure de l'accroissement de la population, mais elles diffèrent de la courbe exponentielle modifiée en ce sens que, lorsqu'elles ont leur concavité tournée vers le bas, elles ont une forme d'S plutôt qu'une forme de demi-cloche. Ces courbes ont tendance à augmenter par accroissement absolu jusqu'à un certain point (point d'inflexion) au-delà duquel ces accroissements diminuent progressivement pour devenir négligeables.

(1) Pour plus amples références, cf. Dudley J. COWDEN, *Simplified Methods for fitting certain types of growth curves*, Journal of America Statistical Association, Décembre 1947, Vol. 42, pp. 585-590.

CHAPITRE IV

Estimation de la population totale de régions d'un pays

Les méthodes conjecturales, de même que les méthodes par interpolation et extrapolation décrites dans les chapitres précédents, ont été illustrées par des exemples relatifs à des entités nationales. Il ne faut pas cependant en déduire qu'elles ne s'appliquent qu'à de telles entités. En réfléchissant un peu, le lecteur comprendra que, si les données utilisées dans ces différentes méthodes existent pour des régions plus limitées, il n'y a aucune raison pour ne pas les utiliser pour estimer la population totale de ces régions.

Dans le présent chapitre, on va indiquer deux autres méthodes permettant d'estimer la population totale, la méthode économique et celles des coefficients. A la différence des précédentes méthodes, celles-ci sont surtout appliquées pour des régions d'un pays. En fait, elles ont été spécialement mises au point à cet effet.

La méthode économique.

Comme le lecteur ne tardera pas à le constater, les principes essentiels de la méthode économique sont très voisins de ceux qui ont été exposés pour les méthodes conjecturales. La principale différence réside dans le fait que les méthodes conjecturales traitent principalement de l'importance présente ou passée de la population, tandis que la méthode économique est destinée à faire des prévisions d'avenir. Une autre différence réside bien entendu dans le fait que cette dernière méthode est principalement destinée à être employée presque exclusivement pour des régions peu étendues.

De même que les méthodes conjecturales, la méthode économique comprend deux éléments; un facteur « primaire » et « un coefficient de correction ».

A titre d'exemple, supposons qu'une grande entreprise industrielle décide de s'installer dans une petite communauté de 2 000 personnes. L'entreprise elle-même, ainsi que les organismes publics de planification, peuvent avoir intérêt à déterminer l'importance future de la population de cette communauté lorsque l'installation sera terminée. Si l'on utilise la méthode économique, on peut procéder de la façon suivante :

Le FACTEUR PRIMAIRE est déterminé par la capacité supposée ou envisagée de cette entreprise à employer de la main-d'œuvre. Supposons, pour les besoins de cet exemple, que cette capacité est de 1.000 travailleurs. Si nous constatons, après avoir étudié le chômage et le sous-emploi, que 250 travailleurs proviendront de la communauté elle-même et que 750 viendront de l'extérieur, on peut considérer que le facteur primaire implique 750 personnes.

Après avoir déterminé la valeur du facteur primaire, il faut opérer une CORRECTION pour tenir compte de la population supplémentaire que l'arrivée de ces 750 travailleurs dans la nouvelle communauté implique. Tout d'abord, viennent les personnes à charge. En se fondant sur les caractéristiques des travailleurs des régions voisines, l'estimateur peut décider de fixer la dimension moyenne des familles des travailleurs immigrants à 1,5 personne à charge par travailleur. Le nombre des personnes à charge sera donc fixé à 1.125 personnes. Ensuite, vient la correction qui doit être faite pour représenter les travailleurs supplémentaires des industries annexes et les personnes qui sont à leur charge. Supposons, après une étude sur les besoins de main-d'œuvre, que l'entreprise initiale créera dans la communauté (en se fondant peut-être sur des conditions analogues dans d'autres régions ou sur une simple conjecture), que l'on décide que 200 travailleurs supplémentaires immigreront. Dans ce cas, la correction totale s'élèvera à 1.325 personnes.

D'après la méthode économique, la population totale au début de l'année de projection (P_x) est égale à la population initiale (P_0) plus la mesure de la condition (C), plus la correction (A). En conséquence,

$$P_x = P_0 + C + A, \text{ ou dans le cas présent :}$$

$$P_x = 2.000 + 750 + 1.325 = 4.075 \text{ personnes.}$$

La méthode à employer pour déterminer la valeur du facteur primaire et la correction dépend essentiellement, bien entendu, de la situation qui existe. Il semblerait qu'elle puisse être déterminée avec exactitude lorsque les conditions suivantes sont remplies :

Tout d'abord, les valeurs du facteur primaire et de la correction font l'objet d'une recherche approfondie.

En second lieu, la période de projection est relativement

peu éloignée dans l'avenir et ne dépasse pas, par exemple, deux ou trois ans. Des projections sur des périodes plus longues devront tenir compte en outre de la reproduction nette parmi la population initiale (peut-être à un taux croissant) et parmi les immigrants.

Enfin, la population initiale de la région ne doit pas être trop importante par rapport à celle de la population immigrante. En d'autres termes, la méthode économique telle qu'elle vient d'être décrite perdra de son efficacité plus la valeur de

$\frac{\Lambda + C}{P_0}$ sera faible. Il s'ensuit qu'elle deviendra douteuse si

$\frac{\Lambda + C}{P_0}$ est inférieure à $\frac{1}{10}$.

Notons, avant de terminer, que le facteur primaire ne doit pas nécessairement être une industrie. Il peut s'agir d'un centre de logement, d'un cirque ou d'une multitude de choses différentes. La condition importante est qu'il ait un effet appréciable sur l'importance de la population initiale de la région. Si, par exemple, $P_0 = 0$, c'est-à-dire si la région où le facteur primaire opère n'a pas de population initiale, comme dans le cas de certains centres de logement, la troisième condition sera alors remplie automatiquement.

La méthode des rapports.

La méthode des rapports ne permet pas en elle-même de faire des projections de population : sa fonction est simplement d'établir une série de proportions (rapports) qui, lorsqu'elles sont multipliées par une projection déterminée, indiquent la population des différentes parties de la région. Cette méthode part essentiellement du principe qu'on dispose d'une projection de population pour l'ensemble de la région.

Cependant, par la méthode des rapports, les prévisions à l'échelon national peuvent ensuite être ventilées par subdivisions de plus en plus petites. L'un des avantages de cette méthode est que la projection de la population peut être révisée sans cesse, sans nécessiter un nouveau calcul des rapports (1).

Les données de base nécessaires pour appliquer dans de bonnes conditions cette méthode des rapports existent rarement dans un pays en voie de développement. C'est peut-être la principale raison pour laquelle une telle méthode n'a guère

(1) W. HODGKINSON JR : *Estimates and Projections of the Population in large Cities and their use in Urban Development Planning*, Conseil Economique et Social des Nations Unies - E/CN 9 - Conf. 2 L.5 - Décembre 1959.

acquis de popularité dans cette partie du monde. Une autre raison réside probablement dans le fait que la méthode des rapports est relativement nouvelle(1). Cependant, si le rythme actuel des recensements dans ces pays se maintient, il se peut qu'à l'avenir il soit fait plus largement appel à la méthode des rapports. Lorsqu'on dispose des données de base nécessaires, la méthode des rapports est l'une des techniques les plus rapides pour prévoir en masse la population de régions peu étendues.

Les données de base nécessaires pour cette méthode sont les suivantes : 1° une prévision exacte de la population totale d'une région qui comprend la subdivision considérée, et 2° une série de rapports indiquant le pourcentage de la population totale de la région résidant dans chacune des subdivisions à une ou, de préférence, plusieurs époques du passé.

Lorsque ces données ont été réunies, les rapports anciens relatifs à chaque subdivision peuvent être extrapolés pour la date de la prévision (peut-être par une extrapolation linéaire, telle que celle qui est expliquée au Chapitre III de la Première Partie), et on obtient ainsi une série de rapports qui peuvent être utilisés pour ventiler les prévisions démographiques pour l'ensemble de la région en plusieurs composantes sub-régionales (méthode abrégée).

Il est évident que cette nouvelle série de rapports ne donne peut-être pas au total 100 %; il peut alors être utile d'opérer un ajustement (2).

Il est fréquemment nécessaire, lorsqu'on fait des prévisions pour une région peu étendue par la méthode des rapports, de commencer par une projection pour une région beaucoup plus étendue. En l'occurrence, la meilleure méthode (méthode dite « longue ») est celle qui consiste à procéder par « étapes successives ». En d'autres termes, la seule prévision exacte peut être celle de la population de l'ensemble des pays, tandis que les prévisions demandées concernent des subdivisions qui sont si peu étendues qu'elles représentent dans certains cas une fraction négligeable de la superficie totale. L'extrapolation de rapports « négligeables » ne donne pas de bons résultats pour une projection exacte de la population d'une petite subdivision. Dans ce cas, on commence par établir les rapports des grandes régions géographiques sur lesquelles porte la prévision (par

(1) La publication du Bureau du Recensement 1952 reproduite ci-dessous est considérée comme un travail d'avant-garde.

(2) L'ajustement d'un total de rapports pour le rendre égal à 100 % se fait généralement de la façon suivante : on suppose que le total de tous les rapports est de 105 %. On a obtenu ce résultat en ajoutant les pourcentages suivants : 5, 15, 20, 30 et 35 %. Chacun de ces pourcentages doit être réduit proportionnellement à son importance, afin qu'au total on obtienne 100 %. En fait, il donnent au total 100 % de 105, de sorte que si nous prenons les pourcentages que chacun représente par rapport à 105, ceux-ci doivent donner le pourcentage ajusté. En conséquence, 5 représente 4,34 de 105 et le pourcentage ajusté de 5 est de 4,3, etc...

exemple, le pays) et on établit des prévisions pour leurs populations respectives. Ces prévisions sont ensuite ventilées, toujours au moyen de la méthode des rapports, pour donner les prévisions des subdivisions moins étendues.

A titre d'exemple, les projections faites en 1952 pour les différents états par le Bureau du Recensement des Etats-Unis ont été effectuées au moyen de la méthode des rapports en deux phases. Tout d'abord, des proportions (ou rapports) ont été établies pour neuf régions géographiques, puis on a calculé les rapports des Etats composant ces régions. On trouvera ci-après la reproduction intégrale du texte de la méthodologie employée qui a fait l'objet d'une publication.

RAPPORT SUR LA POPULATION A UNE DATE ACTUELLE
ESTIMATIONS DE LA POPULATION

Pour publication

27 janvier 1952

Washington 25 D.C.

Série P.25 N° 56

PROJECTIONS DE LA POPULATION
PAR ÉTAT : 1955 ET 1960¹

Le présent rapport contient des projections de la population de chaque région, division géographique et état pour 1955 et 1960, compte tenu des totaux du recensement de 1950 pour ces régions. Ces projections sont destinées à représenter la population civile de chaque région, plus les membres des forces armées qui résidaient dans la région au moment de leur incorporation dans les forces armées. Ce type de population ne peut pas être dénombré facilement ou d'une manière exacte lors d'un recensement, mais c'est le type même de personnes pour lesquelles il est possible d'établir les hypothèses les plus réalistes quant aux changements futurs et pour lesquelles on peut faire les projections les plus utiles. Les utilisateurs de ces projections peuvent ensuite faire des extrapolations de la population résidente de chaque région, en formulant les hypothèses qu'ils jugent appropriées en ce qui concerne les futurs changements militaires.

Ces projections sont publiées maintenant, bien qu'elles soient entachées d'erreurs assez impor-

tautes, car la demande de chiffres de ce type a été considérable. On estime qu'elles sont cependant suffisamment exactes pour répondre à de nombreux usages et qu'elles rendront service aux personnes travaillant dans le domaine de la planification publique et de l'analyse des marchés.

SOURCES, MÉTHODES
ET HYPOTHÈSES

On a choisi la méthode des « rapports » après avoir considéré du point de vue de l'exactitude et du coût, plusieurs méthodes possible de projection de la population des états. En résumé, la méthode des rapports consiste à : 1° extrapoler le rapport entre a) la population de la région pour laquelle on désire faire une projection et b) la population d'une région plus étendue qui comprend la première région et pour laquelle on possède déjà des projections de population raisonnables; et 2° à appliquer les rapports extrapolés aux projections de population pour la région plus étendue, afin

(*) Etabli par Helen L. WHITE, ex-staticienne du Service des Estimations et Prévisions de la Division de la Population et du Logement et par Jacob S. SIEGEL, Chef du Service des Estimations et Prévisions.

d'obtenir des prévisions pour la région moins étendue. Lorsqu'on établit des prévisions pour les divisions géographiques indiquées dans le présent ouvrage, le rapport entre le total de la subdivision et le total des Etats-Unis a été extrapolé et le rapport extrapolé a été appliqué aux projections de la population totale des Etats-Unis; pour établir des projections pour les états, le rapport entre le total de l'état et celui de la subdivision appropriée a été extrapolé et le rapport extrapolé a été appliqué aux projections du total de la subdivision. Les prévisions régionales ont été obtenues en combinant les chiffres appropriés des subdivisions. Les hypothèses et méthodes utilisées sont étudiées ci-dessous.

Hypothèses et procédures particulières employées.

Tout d'abord, on a calculé pour chaque recensement décennal, depuis le recensement le plus ancien jusqu'à 1950, le rapport entre la population de chaque subdivision et la population totale des Etats-Unis, ainsi que le rapport entre la population de chaque état et la population totale de sa subdivision. Les rapports pour 1920 à 1960 sont indiqués au Tableau 1. Sur la base

de ces données, les subdivisions et états ont ensuite été répartis en trois groupes de la manière suivante :

- Groupe 1.* Les régions dont les rapports ont constamment varié dans le même sens de 1920 à 1950.
- Groupe 2.* Les régions dont les rapports ont varié dans le même sens entre 1940 et 1950 qu'entre 1930 et 1940, mais pas dans le même sens qu'entre 1920 et 1930.
- Groupe 3.* Les régions dont les rapports n'ont pas varié dans le même sens entre 1940 et 1950 qu'entre 1930 et 1940.

Les hypothèses suivantes ont ensuite été formulées pour chaque groupe en ce qui concerne le taux annuel de variation du rapport (1) :

- *Groupe 1.* — Le taux de variation du rapport a été le même que le taux moyen annuel de variation du rapport pour 1920-50, 1930-50 ou 1940-50, quel qu'ait été le plus faible en valeur absolue (la plus proche de 0).

(1) La formule qui sert habituellement à exprimer le taux annuel moyen de variation dans une série, par exemple une série de proportions est :

$$\sqrt[t]{\frac{P_1}{P_0}} - 1,$$

dans laquelle P_1 représente la proportion à la fin de la période, P_0 la proportion au début de la période et t le nombre d'années de la période. Pour simplifier la procédure, on a fait une approximation du taux annuel moyen de variation en utilisant la formule :

$$\frac{2 (p_1 - p_0)}{t (P_1 + P_0)},$$

qui donne une approximation satisfaisante lorsque $\frac{P_1}{P_0}$ tombe entre 0,5 et 1,5 pour les périodes de 10, 20 et 30 ans considérées dans la présente étude.

— *Groupe 2.* — Le taux a été le même que le taux moyen annuel pour 1930-50, 1940-50, quel qu'ait été le plus faible.

— *Groupe 3.* — Le taux a été égal à la moitié du taux moyen annuel 1940-50.

Dans les calculs, les taux de variation ainsi déterminés ont été considérés comme s'appliquant à la période du 1^{er} juillet 1950 au 30 juin 1951. Ils sont indiqués au Tableau 1. On a également supposé que les taux annuels de variation diminueraient d'une manière linéaire pour atteindre zéro en 50 ans, c'est-à-dire en l'an 2000-2001. En conséquence, les valeurs des taux annuels de variation censés pouvoir s'appliquer à chaque année de la période 1951-52 à 1959-60 ont été obtenus par interpolation linéaire des valeurs initiales et terminales.

On a ensuite calculé les valeurs préliminaires des rapports pour le 1^{er} juillet 1955 et le 1^{er} juillet 1960 en multipliant les rapports du 1^{er} juillet 1960 en série par $1 +$ le taux annuel projeté de variation pour les années appropriées (2). Les rapports préliminaires projetés pour les divisions géographiques et pour les états de chaque subdivision pour 1955 et 1960 ont ensuite été ajustés de façon à ce que leur somme donne exactement 100 % (3). Les rapports ajustés sont indiqués au Tableau 2. Enfin, les projections

de la population de chaque subdivision pour le 1^{er} juillet 1955 et le 1^{er} juillet 1960 ont été obtenues en appliquant les rapports ajustés pour les subdivisions aux projections de la population totale des Etats-Unis (y compris les forces armées d'outre-mer) en 1950 et 1960 et les projections de la population de chaque état ont été ensuite obtenues en appliquant les rapports ajustés par état aux totaux projetés des subdivisions pour les années. En utilisant les projections faibles, moyennes et élevées de la population totale des Etats-Unis à des dates futures, on a élaboré pour le 1^{er} juillet 1955 et le 1^{er} juillet 1960, trois séries de projections. Ces projections figurent au Tableau 3.

Définition de la population. — Des facteurs tels que les variations des effectifs du personnel des forces armées stationnées dans chaque état et outre-mer, ainsi que les entrées dans les forces armées et les sorties, peuvent généralement être considérés comme troublant la tendance « normale » des rapports comme celle des chiffres de la population. L'établissement de projection de la population civile d'une région et de la population totale résidant dans la région (la population civile plus les membres des forces armées stationnées à cet endroit) nécessite de faire des projections de ces variations des effectifs mili-

(2) En d'autres termes, chaque rapport pour 1950 a été multiplié par $1 +$ le taux de variation supposé pour 1950-1951, puis le produit a été multiplié par $1 +$ le taux supposé pour 1951-1952, etc.

Il convient de noter que lorsque l'on calcule le taux moyen annuel de variation des divers rapports pour les périodes expirant en 1950, on utilise la valeur du rapport au 1^{er} avril 1960; cependant, lorsqu'on extrapole les rapports, le taux initial annuel de variation est appliqué à une estimation du rapport pour le 1^{er} juillet 1950.

(3) Dans le cas de quelques-unes des régions, cet ajustement a eu pour effet de déformer légèrement la tendance des rapports qui avaient été projetés à l'origine mais aucun ajustement supplémentaire n'a été fait pour éliminer cette erreur.

taires. Il a été décidé, dans le cas présent, de se servir, en faisant des projections à cet effet, d'une population plus stable et probablement plus facile à évaluer, comprenant la population civile et les membres des forces armées qui résidaient dans la région au moment de leur incorporation. La préparation de cette série ne comporte pas l'établissement de projections distinctes des variations des effectifs militaires comme les deux autres types d'estimations mentionnées. (Pour l'ensemble des régions considérées, ce type de chiffre représente la population totale des Etats-Unis, y compris les forces armées stationnées outre-mer.) Les utilisateurs de ces projections qui désirent obtenir des projections de la population totale résidant dans chaque région et de la population civile peuvent les établir d'après les projections présentées ici, en formulant toutes les hypothèses relatives aux effectifs et à la répartition des forces armées qu'ils considèrent appropriées, peut-être en se fondant sur les différences entre les types correspondants d'estimations pour une date récente.

Les données du recensement du 1^{er} avril 1950 et les estimations de la population pour le 1^{er} juillet 1950, utilisées pour l'établissement de ces projections, ont été ajustées conformément à cette définition avant de calculer les rapports. (Les données du recensement de 1940 et des années antérieures n'ont pas été ajustées sur cette base, en raison des effectifs restreints de personnel militaire dont il fallait tenir compte.) De la même manière, les rapports projetés pour les subdivisions ont été appliqués aux projections de la population totale des Etats-

Unis, y compris les forces armées stationnées outre-mer, pour obtenir des estimations de la population de chaque subdivision, au sens indiqué ci-dessus.

Données de base. — Ces projections démographiques sont fondées sur des données relatives à la population des états, qui ont été fournies par les divers recensements décennaux, les chiffres relatifs à 1950 étant donnés dans le *recensement de la population de 1950*, Séries PC-9 n° 1; les estimations de la population des états au 1^{er} juillet 1950, publiées dans *Current Population Reports*, Série P-25 n° 50; les projections de la population des Etats-Unis en 1955 et 1960, publiées dans *Current Population Reports*, Série P-25 n° 43, et les données sur l'importance et la répartition des forces armées en 1950, fournies par le Département de la Défense Nationale.

LIMITATIONS DES PROJECTIONS

Il n'est bien entendu pas possible de formuler un avis précis sur l'exactitude des projections pour les états, subdivisions et régions présentées dans le présent rapport. On peut seulement faire quelques commentaires à ce propos.

Il convient de reconnaître tout d'abord que ces projections représentent les résultats de l'emploi d'une certaine méthode et d'une certaine série d'hypothèses; elles doivent être interprétées en conséquence, compte tenu de cette méthode et de ces hypothèses. D'autres méthodes et d'autres hypothèses raisonnables auraient pu être utilisées, mais elles au-

raient donné des résultats un peu différents. La méthode choisie semble donner les meilleurs résultats étant donné les fonds limités disponibles pour l'établissement des projections.

Comme ces projections sont fondées elles-mêmes sur les projections de la population totale des Etats-Unis, publiées dans *Current Population Reports*, Série P-25 n° 43, elles sont affectées par la limitation de ces projections comme il est indiqué à la page 7 de ce rapport. En outre, comme les rapports établis pour chaque subdivision et chaque état, sont entachés d'une marge d'erreur, les projections relatives à ces régions sont en moyenne entachées d'erreurs plus importantes que les projections nationales.

Dans le cadre des présentes hypothèses, l'écart entre la série forte et la série faible donne une indication de l'étendue de l'erreur possible qui, probablement, est minime. Les projections fortes pour 1960 dépassent les projections faibles de 11,5 %. Si trois séries de rapports au lieu d'une avaient été utilisées pour établir les séries actuelles de projections démographiques — système qui semble raisonnable et qui peut être préféré

par certains — les chiffres ainsi obtenus auraient probablement couvert un intervalle beaucoup plus large, trop large peut-être, pour que les chiffres puissent être pratiquement utiles.

Jusqu'à présent, il n'a été fait aucune vérification de l'exactitude relative des diverses méthodes de projection de la population des régions géographiques des Etats-Unis (4). Un contrôle préliminaire de ce genre est fait actuellement par le Bureau de recensement et une description complète du système employé pour cette vérification et des résultats obtenus sera publiée prochainement. D'une manière générale, cette vérification consiste à effectuer des projections de la population de chaque état de 1930 à 1940 et 1950 par diverses méthodes et à comparer les résultats avec ceux des recensements de 1940 et 1950. Des comparaisons ont été faites entre les projections établies par les méthodes suivantes : la méthode de survie de la cohorte, l'extrapolation géométrique, l'extrapolation arithmétique et plusieurs variantes de la méthode des rapports, y compris celle qui est employée dans le présent ouvrage (5). Il semble d'après les résultats préliminaires de cette vérification que, d'une manière générale, les pro-

(4) Une vérification d'une portée limitée s'appliquant seulement à l'exactitude de la méthode des rapports employée pour prédire la population d'un certain nombre de grandes villes a été récemment faite par Robert C. SCUMMITT et Albert H. CROSETTI et elle est décrite dans « Accuracy of the Ratio Method for Forecasting City Population », *Land Economics*, Vol. 27, n° 4, novembre 1951, pp. 346-348.

(5) La méthode de survie de la cohorte consiste à faire une projection de la population dénombrée lors du dernier recensement ou estimée pour une date récente, par âge et par sexe, pour un date future en employant les projections des taux de natalité, de mortalité et de migration. Cette méthode est décrite en détail dans *Current Population Reports*, Série P-25, n° 43. L'extrapolation géométrique et l'extrapolation arithmétique sont fondées respectivement sur l'hypothèse que le taux moyen annuel et le montant moyen annuel d'accroissement de la population observée au cours d'une période passée récente se maintiendront.

jections pour les états qui avaient une population relativement importante en 1950 et une migration nette relativement faible au cours de ces dernières années sont entachés d'une plus faible erreur en *pourcentage* que les projections relatives aux états ayant une population relativement faible et une migration nette assez importante. De même, les projections pour 1955 sont en moyenne susceptibles d'être nettement plus exactes que les projections relatives à 1960. L'erreur maximum en *pourcentage* qui a été mise en évidence par la vérification pour toutes les régions, et pour les projections de 10 ans, avec emploi de la variante de la méthode des rapports employée dans le présent rapport, a été de 24 % (District of Columbia). Si l'on exclut ce dernier, l'erreur maximum a été de 15 %.

RAPPORTS CONNEXES

Estimations connexes. — Il a été déjà fait mention des données du recensement de 1950 pour les états et des estimations de la population des états au 1^{er} juillet 1950. Les estimations de la population totale des états au 1^{er} juillet de chaque année, de 1940 à 1949, ont été publiées dans *Current Population Reports*, Série P-25, n° 47. Les projections et les chiffres actuels donnés dans le présent rapport ne doivent cependant pas être utilisés en même temps que ces données ou que d'autres estimations pour des dates postérieures au 1^{er} avril 1940 qui ont été publiées dans d'autres rapports de la Série P-25, à moins qu'il ne soit tenu compte des différences dans la façon de

compter les forces armées. Les chiffres relatifs à la population totale des Etats-Unis publiés dans Série P-25 n°s 47 et 50 et dans la Série PC-9, n° 1, ont trait à la population civile plus les forces armées stationnées dans la région; ainsi qu'il est indiqué précédemment, les chiffres de ce rapport s'appliquent à la population civile plus les membres des forces armées qui résidaient dans la région au moment de leur incorporation pour le service militaire.

Projections connexes. — Les dernières projections de la population de l'ensemble des Etats-Unis que l'on possède actuellement sont celles qui ont été publiées dans *Current Population Reports*, Série P-25, n° 43. Ce rapport présente trois séries de chiffres annuels pour 1960, ventilés par âge et sexe. Ces chiffres ont été établis au moyen d'estimations courantes pour le 1^{er} juillet 1949; ils ne tiennent pas compte du recensement de 1950 ni des renseignements sur les mouvements ultérieurs de la population. Au moyen de ces indications récentes, on prévoit qu'au 1^{er} janvier 1952 les estimations actuelles de la population *totale* des Etats-Unis seront comprises à peu près au milieu entre les projections moyennes et fortes obtenues pour cette date. Bien que la révision de ces projections puisse sembler souhaitable pour cette raison, il n'a pas été jugé nécessaire, ni possible de le faire actuellement pour établir ces projections par état.

Les projections de la population des subdivisions géographiques pour 1955, 1960 et 1975 ont été établies récemment par

Margaret J. Hagood et Jacob S. Siegel (6).

La méthode générale utilisée pour établir ces projections est la même que celle qui a été employée dans le présent rapport. Cependant, en raison de différences portant sur les données de base utilisées, les hypothèses choisies et les détails du calcul, les projections correspondantes — celles qui concernent les subdivisions géographiques en 1955 et 1960 — ne concordent pas exactement. La différence maximum, c'est-à-dire celle qui a été enregistrée pour la subdivision Sud-Est en 1960, est de 4 % environ, mais sept des neuf subdivisions accusent des différences inférieures à 2 %. Il a été jugé souhaitable, lors de l'établissement des présentes séries, de faire usage des estimations du Bureau de recensement de l'Etat pour le 1^{er} juillet 1950, qui ont été publiées après l'établissement des projections antérieures ainsi que d'employer une méthode pour déterminer les hypothèses devant servir à projeter les rapports de population qui permettraient d'établir une formule plus précise. L'article cité présente, en plus des séries de base mentionnées, des projections de la répartition par âge et sexe de la population de quatre grandes régions géographiques en 1960.

PROJECTIONS
POUR D'AUTRES RÉGIONS
ET D'AUTRES DATES

Il arrive fréquemment qu'il faille faire des projections de la

population de régions autres que les états ou groupes d'états, ou pour des dates antérieures et postérieures à celles qui sont données ici. La méthode et les hypothèses utilisées pour établir les présentes projections peuvent généralement être employées pour établir ces types supplémentaires de chiffres. Si le taux d'accroissement démographique antérieur d'une région a été comparable, même approximativement, au taux d'accroissement de l'Etat, il peut suffire d'utiliser (sans extrapolation) la proportion de la population totale de l'Etat vivant dans la région, telle qu'elle est indiquée par le recensement de 1950 ou par des données plus récentes, en même temps que le total projeté pour l'Etat.

Etant donné que l'exactitude des projections semble diminuer généralement en même temps que la superficie décroît et que la date de l'estimation est plus éloignée dans l'avenir, les projections pour plus d'une décennie d'une population relativement peu importante, par exemple quelques centaines de milliers, voire moins, sont probablement entachées d'erreurs considérables. L'erreur peut souvent être suffisamment importante pour rendre ces projections inutilisables pour la plupart des usages auxquels elles pourraient servir. En outre, il est recommandé de ne pas essayer de faire des projections sur plus de 5 ans environ pour les régions qui se développent rapidement et dont la population est inférieure à 50.000 person-

(6) Margaret Jarman Hagood et Jacob S. Siegel, *Projections of the Regional Distribution of the Population of the United States to 1975*, Agricultural Economics Research, Vol. 3, n° 2, avril 1951, pp. 51-52. Cet article est intéressant aussi car il contient une brève étude de l'histoire des projections pour les zones géographiques aux Etats-Unis, une description détaillée de la méthode des rapports, une étude d'autres méthodes et une liste d'ouvrages qui ont été publiés sur ces questions.

nes. (Ces limites sont quelque peu arbitraires mais elles peuvent servir utilement de guide jusqu'à ce que l'on ait fixé des limites par des essais empiriques.) Pour faire une projection démographique d'une région géographique des Etats-Unis, particulièrement d'une région peu étendue, il convient de tenir directement compte, dans toute la mesure du possible, de la structure économique, industrielle et sociale de la région. Pour des régions très peu étendues, toute expansion ou contraction d'une seule industrie, voire d'une seule entreprise, peut être le facteur déterminant des mouvements démographiques. Il convient de s'assurer

que toutes les projections sont compatibles avec les tendances passées et qu'elles sont raisonnables, compte tenu de l'évolution prévue, et d'envisager l'établissement de plusieurs projections en utilisant différentes méthodes.

Si l'on désire faire des projections de la répartition par âge et par sexe de la population des états, la méthode des rapports appliquée ici pour projeter les totaux, ou la méthode décrite dans l'article Hagood-Siegel mentionné ci-dessus, pour la projection de la répartition par âge et par sexe de la population de régions peut être adaptée à cet effet.

TABLEAU 1
CALCUL DU TAUX DE VARIATION DE LA PROPORTION DE LA POPULATION PAR SUBDIVISIONS
GÉOGRAPHIQUES ET ÉTATS UTILISÉ POUR L'ANNÉE INITIALE DE LA PÉRIODE DE PROJECTION

(La somme des pourcentages pour chaque répartition indiquée peut ne pas être égale à 100 % car les chiffres ont été arrondis. Les pourcentages relatifs à 1920 et 1940 sont fondés directement sur des données provenant des recensements décennaux. Ceux qui concernent 1950 sont fondés sur les données du recensement de 1950 ajustées pour comprendre les membres des forces armées résidant dans la région au moment de leur incorporation et à l'exclusion de tous les autres membres des forces armées stationnées dans la région en avril 1950. Cf. pages 1 et 2 pour plus amples renseignements.)

Subdivisions et États	Répartition en pourcentage de la population				Groupe	Période sur laquelle est fondé le taux	Taux de variation au cours de l'année initiale de projection (%)
	1920	1930	1940	1950			
États-Unis.....	100,00	100,00	100,00	100,00	...	...	...
Nouvelle Angleterre.....	7,00	6,65	6,41	6,20	1	1930-50	- 0,35
Moyen Atlantique.....	21,06	21,39	20,92	20,08	2	1930-50	- 0,31
Centre Nord-Est.....	20,32	20,60	20,22	20,24	3	1940-50	0,00
Centre Nord-Ouest.....	11,87	10,83	10,27	9,37	1	1930-50	- 0,72
Atlantique Sud.....	13,23	12,86	13,54	13,96	2	1940-50	+ 0,31
Centre Sud-Est.....	8,41	8,05	8,19	7,63	3	1940-50	- 0,35
Centre Sud-Ouest.....	9,69	9,92	9,92	9,63	3	1940-50	- 0,15
Montagne.....	3,16	3,02	3,15	3,36	2	1930-50	+ 0,54
Pacifique.....	5,27	6,67	7,39	9,52	1	1930-50	+ 1,76
NOUVELLE ANGLETERRE.....	100,00	100,00	100,00	100,00	...	...	...
Maine.....	10,38	9,76	10,04	9,86	3	1940-50	- 0,09
New Hampshire.....	5,99	5,70	5,83	5,74	3	1940-50	- 0,07
Vermont.....	4,76	4,40	4,26	4,09	1	1920-50	- 0,50
Massachusetts.....	52,05	52,04	51,16	50,38	1	1920-50	- 0,11
Rhode Island.....	8,17	8,42	8,45	8,36	3	1940-50	- 0,06
Connecticut.....	18,65	19,68	20,26	21,57	1	1930-50	+ 0,46

Subdivisions et États	Répartition en pourcentage de la population				Groupe	Période sur laquelle est fondé le taux	Taux de variation au cours de l'année initiale de projection (%)
	1920	1930	1940	1950			
MOYEN ATLANTIQUE	100,00	100,00	100,00	100,00	...	...	...
New York.....	46,65	47,93	48,94	49,13	1	1940-50	+ 0,04
New Jersey.....	14,18	15,39	15,11	15,95	3	1940-50	+ 0,27
Pennsylvanie.....	39,17	36,68	35,95	34,92	1	1930-50	- 0,25
CENTRE NORD-EST	100,00	100,00	100,00	100,00	...	...	...
Ohio.....	26,82	26,27	25,94	26,17	3	1940-50	+ 0,04
Indiana.....	13,65	12,80	12,87	12,97	2	1930-50	+ 0,06
Illinois.....	30,20	30,16	29,66	28,57	1	1920-50	- 0,18
Michigan.....	17,08	19,14	19,74	20,96	1	1930-50	+ 0,45
Wisconsin.....	12,26	11,62	11,78	11,33	3	1940-50	- 0,20
CENTRE NORD-OUEST	100,00	100,00	100,00	100,00	...	...	...
Minnesota.....	19,03	19,28	20,66	21,23	1	1940-50	+ 0,27
Iowa.....	19,16	18,58	18,78	18,66	3	1940-50	- 0,03
Missouri.....	27,14	27,29	28,00	28,16	1	1940-50	+ 0,06
North Dakota.....	5,16	5,12	4,75	4,41	1	1920-50	- 0,51
South Dakota.....	5,07	5,21	4,76	4,63	2	1940-50	- 0,27
Nebraska.....	10,33	10,36	9,73	9,43	2	1940-50	- 0,32
Kansas.....	14,10	14,15	13,32	13,47	3	1940-50	+ 0,06
ATLANTIQUE SUD	100,00	100,00	100,00	100,00	...	...	...
Delaware.....	1,59	1,51	1,50	1,52	3	1940-50	+ 0,08
Maryland.....	10,36	10,33	10,22	11,03	3	1940-50	+ 0,38
District of Columbia.....	3,13	3,08	3,72	3,69	3	1940-50	- 0,05
Virginie.....	16,51	15,33	15,02	15,45	3	1940-50	+ 0,14
Virginie occidentale.....	10,46	10,95	10,67	9,63	2	1930-50	- 0,64
Caroline du Nord.....	18,29	20,07	20,04	19,22	2	1930-50	- 0,22

TABLEAU I (suite)

Caroline du Sud	12,03	11,01	10,66	10,04	1	1930-50	— 0,46
Géorgie	20,70	18,42	17,53	16,32	1	1930-50	— 0,60
Floride	6,92	9,30	10,65	13,10	1	1930-50	+ 1,70
CENTRE SUD-EST	100,00	100,00	100,00	100,00	...	...	...
Kentucky	27,17	26,44	26,40	25,53	1	1930-50	— 0,18
Tennessee	26,29	26,46	27,05	28,73	1	1920-50	+ 0,29
Alabama	26,40	26,76	26,28	26,78	3	1940-50	+ 0,09
Mississippi	20,13	20,33	20,26	18,96	2	1930-50	— 0,35
CENTRE SUD-OUEST	100,00	100,00	100,00	100,00	...	...	...
Arkansas	17,11	15,23	14,92	13,28	1	1930-50	— 0,69
Louisiane	17,56	17,26	18,09	18,54	2	1940-50	+ 0,24
Oklahoma	19,80	19,68	17,88	15,46	1	1920-50	— 0,81
Texas	45,53	47,83	49,10	52,72	1	1920-50	+ 0,48
MONTAGNE	100,00	100,00	100,00	100,00	...	...	...
Montana	16,45	14,52	13,48	11,73	1	1930-50	— 1,06
Idaho	12,95	12,02	12,65	11,71	3	1940-50	— 0,38
Wyoming	5,83	6,09	6,04	5,62	2	1930-50	— 0,41
Colorado	28,17	27,98	27,07	26,06	1	1920-50	— 0,26
Nouveau Mexique	10,80	11,44	12,81	13,29	1	1940-50	+ 0,37
Arizona	10,02	11,77	12,03	14,78	1	1930-50	+ 1,14
Utah	13,47	13,72	13,26	13,67	3	1940-50	+ 0,15
Nevada	2,32	2,46	2,66	3,13	1	1920-50	+ 0,98
PACIFIQUE	100,00	100,00	100,00	100,00	...	...	...
Washington	24,37	19,08	17,84	16,27	1	1930-50	— 0,79
Orégon	14,07	11,64	11,20	10,65	1	1930-50	— 0,44
Californie	61,56	69,28	70,97	73,08	1	1930-50	+ 0,27

TABLEAU 2

RÉPARTITION EN POURCENTAGE DE LA POPULATION
DES ÉTATS-UNIS PAR SUBDIVISIONS GÉOGRAPHIQUES
ET DE LA POPULATION DES SUBDIVISIONS
PAR ÉTAT EN 1950 ET POURCENTAGES PROJETÉS
POUR 1955 ET 1960

(La somme des pourcentages pour chaque répartition indiquée peut ne pas être égale à 100 % du fait que les chiffres ont été arrondis. Les chiffres se rapportent au 1er juillet. Les estimations relatives à 1950 sont fondées sur les estimations de la population des états publiées dans Current Population Reports Série P-25 N° 50 qui ont été ajustées pour tenir compte des membres des forces armées résidant dans la région à l'époque de leur incorporation et à l'exclusion des autres membres des forces armées stationnés dans la région à la date des estimations. Les pourcentages projetés pour 1955 et 1960 se rapportent à une population similaire.)

Subdivisions et États	Estimation 1950	Projections	
		1955	1960
États-Unis	100,00	100,00	100,00
Nouvelle Angleterre	6,19	6,08	5,97
Moyen Atlantique	20,12	19,78	19,46
Centre Nord-Est	20,23	20,19	20,14
Centre Nord-Ouest	9,40	9,06	8,76
Atlantique Sud	13,96	14,14	14,29
Centre Sud-Est	7,62	7,47	7,34
Centre Sud-Ouest	9,61	9,52	9,43
Montagne	3,37	3,45	3,53
Pacifique	9,50	10,31	11,08
NOUVELLE-ANGLETERRE	100,00	100,00	100,00
Maine	9,90	9,85	9,81
New Hampshire	5,76	5,74	5,72
Vermont	4,10	4,00	3,91
Massachusetts	50,34	50,06	49,81
Rhode Island	8,34	8,31	8,29
Connecticut	21,57	22,04	22,46

TABLEAU 2 (suite)

Subdivisions et États	Estimation 1950	Projections	
		1955	1960
MOYEN ATLANTIQUE	100,00	100,00	100,00
New York.....	49,15	49,29	49,42
New Jersey.....	15,96	16,19	16,40
Pennsylvanie.....	34,89	34,52	34,19
CENTRE NORD-EST	100,00	100,00	100,00
Ohio.....	26,12	26,13	26,13
Indiana.....	12,98	13,00	13,01
Illinois.....	28,58	28,28	28,00
Michigan.....	20,97	21,39	21,77
Wisconsin.....	11,34	11,21	11,10
CENTRE NORD-OUEST	100,00	100,00	100,00
Minnesota.....	21,23	21,50	21,74
Iowa.....	18,66	18,62	18,58
Missouri.....	28,12	28,18	28,24
North Dakota.....	4,43	4,32	4,22
South Dakota.....	4,65	4,58	4,53
Nebraska.....	9,44	9,29	9,16
Kansas.....	13,48	13,51	13,54
ATLANTIQUE SUD	100,00	100,00	100,00
Delaware.....	1,52	1,52	1,52
Maryland.....	11,04	11,21	11,36
District of Columbia.....	3,62	3,60	3,58
Virginie.....	15,42	15,49	15,54
Virginie occidentale.....	9,63	9,31	9,03
Caroline du Nord.....	19,26	19,02	18,78
Caroline du Sud.....	10,05	9,81	9,58
Géorgie.....	16,33	15,83	15,37
Floride.....	13,14	14,21	15,23
CENTRE SUD-EST	100,00	100,00	100,00
Kentucky.....	25,56	25,34	25,15
Tennessee.....	28,73	29,14	29,51
Alabama.....	26,75	26,87	26,97
Mississippi.....	18,96	18,65	18,37
CENTRE SUD-OUEST	100,00	100,00	100,00
Arkansas.....	13,28	12,80	12,37
Louisiane.....	18,55	18,69	18,80
Oklahoma.....	15,45	14,79	14,21
Texas.....	52,72	53,73	54,61
MONTAGNE	100,00	100,00	100,00
Montana.....	11,77	11,18	10,66
Idaho.....	11,70	11,48	11,27
Wyoming.....	5,61	5,50	5,39
Colorado.....	26,08	25,74	25,42
Nouveau Mexique.....	13,38	13,61	13,80
Arizona.....	14,73	15,54	16,29
Utah.....	13,63	13,72	13,78
Nevada.....	3,10	3,24	3,37
PACIFIQUE	100,00	100,00	100,00
Washington.....	16,29	15,66	15,12
Orégon.....	10,66	10,43	10,22
Californie.....	73,05	73,91	74,67

TABLEAU 3

**PROJECTIONS DE LA POPULATION DES RÉGIONS, SUBDIVISIONS ET ÉTATS POUR 1955 ET 1960
AVEC LES CHIFFRES COURANTS POUR 1950**

(Il se peut que les totaux soient différents de la somme des différentes parties indiquées du fait que les chiffres ont été arrondis. Les chiffres se rapportent au 1^{er} juillet, et représentent la population civile de chaque région plus les membres des forces armées qui résidaient dans la région au moment de leur incorporation. Les estimations indiquées pour 1950 sont fondées sur celles de la population des états publiés dans *Current Population Reports*, Série P 25 N° 50, ajustées pour représenter le type de population défini ci-dessus).

Régions, subdivisions et États	Estimation 1950	Série faible		Série moyenne		Série forte	
		1955	1960	1955	1960	1955	1960
États-Unis.....	1151.672.000	158.176.000	161.679.000	161.748.000	169.371.000	166.179.000	180.276.000
RÉGIONS :							
États du Nord-Est.....	39.910.000	40.893.000	41.109.000	41.817.000	43.064.000	42.962.000	45.837.000
États du Centre Nord.....	44.938.000	46.268.000	46.724.000	47.313.000	48.947.000	48.609.000	52.099.000
Sud.....	47.296.000	49.243.000	50.226.000	50.355.000	52.615.000	51.734.000	56.003.000
Ouest.....	19.528.000	21.772.000	23.620.000	22.264.000	24.744.000	22.873.000	26.337.000
ÉTATS DU NORD-EST :							
Nouvelle Angleterre.....	9.393.000	9.611.000	9.649.000	9.828.000	10.108.000	10.097.000	10.759.000
Moyen Atlantique.....	30.517.000	31.282.000	31.460.000	31.989.000	32.957.000	32.865.000	35.079.000
ÉTATS DU CENTRE NORD :							
Centre Nord-Est.....	30.686.000	31.942.000	32.567.000	32.663.000	34.117.000	33.558.000	36.313.000
Centre Nord-Ouest.....	14.252.000	14.326.000	14.157.000	14.650.000	14.831.000	15.051.000	15.785.000
SUD :							
Atlantique Sud.....	21.171.000	22.363.000	23.102.000	22.868.000	24.201.000	23.494.000	25.760.000
Centre Sud-Est.....	11.552.000	11.821.000	11.870.000	12.088.000	12.435.000	12.419.000	13.236.000
Centre Sud-Ouest.....	14.573.000	15.059.000	15.253.000	15.399.000	15.979.000	15.821.000	17.008.000
OUEST :							
Montagne.....	5.117.000	5.465.000	5.701.000	5.588.000	5.972.000	5.741.000	6.357.000
Pacifique.....	14.411.000	16.307.000	17.919.000	16.675.000	18.772.000	17.132.000	19.981.000

1. Ce chiffre diffère légèrement du chiffre correspondant publié pour la même date dans *Current Population Reports* Série P 25 N° 55, qui comprend parmi les forces armées américaines stationnées outre-mer les militaires qui, avant d'entrer dans l'armée, résidaient dans un territoire ou une possession des États-Unis.

TABLEAU 3
PROJECTIONS DE LA POPULATION DES RÉGIONS, DIVISIONS ET ÉTATS POUR 1955 ET 1960
AVEC LES CHIFFRES COURANTS POUR 1950 (suite)

(Les totaux peuvent différer de la somme des différentes parties indiquées du fait que les chiffres ont été arrondis. Les chiffres se rapportent au 1^{er} juillet et représentent la population civile de chaque région, plus les membres des forces armées qui résidaient dans la région au moment de leur incorporation. Les estimations indiquées pour 1960 sont fondées sur les estimations de la population de l'état publiées dans Current Population Reports Série P 25 N° 50, ajustées pour représenter le type de population défini ci-dessus.)

Régions, subdivisions et États	Estimation 1950	Série faible		Série moyenne		Série forte	
		1955	1960	1955	1960	1955	1960
NOUVELLE ANGLETERRE :							
Maine.....	930.000	947.000	946.000	968.000	991.000	995.000	1.055.000
New Hampshire.....	541.000	552.000	552.000	564.000	579.000	580.000	616.000
Vermont.....	385.000	384.000	377.000	393.000	395.000	404.000	421.000
Massachusetts.....	4.728.000	4.811.000	4.806.000	4.920.000	5.035.000	5.055.000	5.359.000
Rhode Island.....	783.000	799.000	800.000	817.000	838.000	839.000	892.000
Connecticut.....	2.026.000	2.118.000	2.167.000	2.166.000	2.270.000	2.225.000	2.417.000
MOYEN ATLANTIQUE :							
New York.....	14.999.000	15.420.000	15.546.000	15.768.000	16.286.000	16.200.000	17.335.000
New Jersey.....	4.872.000	5.065.000	5.159.000	5.180.000	5.404.000	5.321.000	5.752.000
Pennsylvanie.....	10.646.000	10.798.000	10.755.000	11.041.000	11.266.000	11.344.000	11.992.000
CENTRE NORD-EST :							
Ohio.....	8.016.000	8.345.000	8.508.000	8.534.000	8.913.000	8.767.000	9.487.000
Indiana.....	3.983.000	4.151.000	4.236.000	4.245.000	4.438.000	4.361.000	4.723.000
Illinois.....	8.771.000	9.032.000	9.119.000	9.236.000	9.553.000	9.489.000	10.168.000
Michigan.....	6.435.000	6.832.000	7.089.000	6.986.000	7.427.000	7.178.000	7.905.000
Wisconsin.....	3.481.000	3.582.000	3.614.000	3.663.000	3.786.000	3.763.000	4.030.000
CENTRE NORD-OUEST :							
Minnesota.....	3.025.000	3.080.000	3.078.000	3.149.000	3.224.000	3.236.000	3.432.000
Iowa.....	2.659.000	2.667.000	2.631.000	2.728.000	2.756.000	2.802.000	2.934.000
Missouri.....	4.007.000	4.037.000	3.998.000	4.129.000	4.188.000	4.242.000	4.457.000
North Dakota.....	631.000	619.000	598.000	633.000	626.000	650.000	666.000
South Dakota.....	662.000	657.000	641.000	671.000	671.000	690.000	715.000
Nebraska.....	1.345.000	1.331.000	1.296.000	1.361.000	1.358.000	1.398.000	1.445.000
Kansas.....	1.921.000	1.936.000	1.916.000	1.979.000	2.007.000	2.034.000	2.137.000

TABLEAU 3 (suite)

Régions, subdivisions et États	Estimation 1950	Série faible		Série moyenne		Série forte	
		1955	1960	1955	1960	1955	1960
ATLANTIQUE SUD :							
Delaware.....	321.000	340.000	351.000	347.000	368.000	357.000	391.000
Maryland.....	2.336.000	2.508.000	2.625.000	2.564.000	2.750.000	2.635.000	2.927.000
District of Columbia.....	766.000	805.000	827.000	823.000	867.000	846.000	923.000
Virginie.....	3.265.000	3.465.000	3.589.000	3.543.000	3.760.000	3.640.000	4.002.000
Virginie occidentale.....	2.038.000	2.082.000	2.086.000	2.130.000	2.185.000	2.188.000	2.326.000
Caroline du Nord.....	4.078.000	4.253.000	4.339.000	4.349.000	4.545.000	4.468.000	4.838.000
Caroline du Sud.....	2.128.000	2.193.000	2.214.000	2.243.000	2.319.000	2.304.000	2.468.000
Géorgie.....	3.458.000	3.540.000	3.552.000	3.620.000	3.721.000	3.719.000	3.960.000
Floride.....	2.781.000	3.177.000	3.518.000	3.249.000	3.686.000	3.338.000	3.923.000
CENTRE SUD-EST :							
Kentucky.....	2.952.000	2.996.000	2.985.000	3.064.000	3.127.000	3.147.000	3.329.000
Tennessee.....	3.319.000	3.445.000	3.502.000	3.522.000	3.669.000	3.619.000	3.905.000
Alabama.....	3.090.000	3.176.000	3.202.000	3.248.000	3.354.000	3.337.000	3.570.000
Mississippi.....	2.190.000	2.205.000	2.181.000	2.254.000	2.284.000	2.316.000	2.432.000
CENTRE SUD-OUEST :							
Arkansas.....	1.936.000	1.927.000	1.887.000	1.970.000	1.976.000	2.024.000	2.104.000
Louisiane.....	2.704.000	2.815.000	2.868.000	2.878.000	3.005.000	2.957.000	3.198.000
Oklahoma.....	2.251.000	2.227.000	2.168.000	2.277.000	2.271.000	2.340.000	2.418.000
Texas.....	7.683.000	8.090.000	8.330.000	8.273.000	8.726.000	8.500.000	9.288.000
MONTAGNE :							
Montana.....	602.000	611.000	608.000	625.000	637.000	642.000	678.000
Idaho.....	599.000	627.000	643.000	641.000	673.000	659.000	717.000
Wyoming.....	287.000	300.000	307.000	307.000	322.000	316.000	343.000
Colorado.....	1.335.000	1.407.000	1.449.000	1.438.000	1.518.000	1.478.000	1.616.000
Nouveau Mexique.....	685.000	744.000	787.000	760.000	824.000	781.000	877.000
Arizona.....	754.000	849.000	929.000	869.000	973.000	892.000	1.036.000
Utah.....	697.000	750.000	786.000	766.000	823.000	887.000	876.000
Nevada.....	158.000	177.000	192.000	181.000	202.000	186.000	215.000
PACIFIQUE :							
Washington.....	2.348.000	2.554.000	2.709.000	2.612.000	2.838.000	2.684.000	3.020.000
Orégon.....	1.536.000	1.700.000	1.831.000	1.739.000	1.918.000	1.786.000	2.041.000
Californie.....	10.527.000	12.053.000	13.380.000	12.325.000	14.017.000	12.663.000	14.919.000

DEUXIEME PARTIE

**ESTIMATION ET PROJECTION
DES COMPOSANTES DES MOUVEMENTS DE POPULATION**

CHAPITRE PREMIER

Les composantes des mouvements de population

Les méthodes qui ont été mises au point spécialement pour faire des estimations et des projections de la population *totale* ont été exposées dans la première partie. Cependant, dans la deuxième partie, on étudiera les méthodes destinées à estimer et projeter les composantes des mouvements de population. Naturellement, si l'on estime les différentes composantes des mouvements de population, leur total peut servir pour estimer le changement total. Les méthodes que nous allons maintenant étudier donnent à proprement parler davantage d'informations sur l'accroissement de la population que celles qui avaient été étudiées dans la première partie. La raison pour laquelle les méthodes de la première partie sont néanmoins toujours utiles et indispensables pour le démographe est qu'elles sont beaucoup moins difficiles à appliquer et, lorsqu'il s'agit de pays en voie de développement, elles nécessitent beaucoup moins de données de base que la méthode des composantes. En outre, même s'il y a un grand nombre de données et que l'on dispose de suffisamment de temps, les projections de la population totale peuvent constituer des vérifications des résultats de la méthode des composantes.

La population totale peut être répartie en un grand nombre de composantes différentes. Le nombre respectif d'hommes et de femmes dans une population représente sa *composante par sexe*, tandis que le nombre des personnes dans chaque groupe d'âge représente sa *composante par âge*. Si l'on classe une population par groupes d'âges pour chacun des deux sexes, on dit qu'elle est répartie en *composante âge-sexe*. De même, une population peut être répartie en composantes *ethniques* si elle contient plusieurs groupes ethniques, en composantes *linguistiques* s'il y a plusieurs « premières langues » parlées dans les différents groupes, en composantes *rurales et urbaines*, en composantes *religieuses*, etc.

L'accroissement de la population implique un changement dans chaque série de composantes. Si une population augmente, le nombre des hommes et des femmes devra augmenter. Même si, dans certains cas, un poste d'une série de composantes déterminées peut rester relativement stable en dépit d'un important mouvement de la population totale, l'autre poste devra nécessairement accuser un changement équivalent au mouvement de la population totale.

Si l'on considère l'accroissement de la population non pas d'après les diverses classifications des recensements, mais d'après les origines du changement, on détermine une autre série importante de composantes, à savoir l'accroissement naturel et la migration. Faute d'une expression mieux appropriée, nous les appellerons les *composantes de croissance* des mouvements de population.

Les méthodes des composantes qui seront présentées dans les trois chapitres suivants comportent l'estimation et la projection des composantes d'accroissement des mouvements de population classées par âge et sexe. En d'autres termes, l'accroissement naturel et la migration seront estimés et projetés pour chaque groupe d'âge et de sexe de la population. Il est évident que les composantes d'accroissement peuvent être réparties en une ou plusieurs des différentes séries de composantes mentionnées ci-dessus, comme les composantes ethniques et religieuses, mais la technique générale reste inchangée, quelle que soit la répartition, de sorte que nos exemples ne perdront en aucun cas leur utilité.

Dans les travaux d'avant-garde qu'il a accomplis dans le domaine des techniques de main-d'œuvre, A. J. Jaffe déclare qu'il y a « trois types d'estimations » de la population qui diffèrent les unes des autres par rapport à la période considérée. Ces trois estimations sont les suivantes :

- 1) Les estimations intercensitaires,
- 2) les estimations postérieures au recensement,
- 3) les estimations futures.

Les estimations intercensitaires sont celles qui ont été effectuées pour les années (ou autres périodes de temps) situées entre deux recensements consécutifs et qui sont fondées sur des données provenant des deux recensements.

Les estimations postérieures au recensement sont celles qui ont été faites pour la période suivant un recensement jusqu'au moment actuel et elles sont fondées sur des données provenant du recensement.

Les estimations futures sont celles qui ont été faites pour toute période de temps qui s'est écoulé après le moment présent (1).

Les techniques utilisées pour faire des estimations après les recensements diffèrent de celles employées pour les estimations futures en ce sens qu'elles comportent l'utilisation de données courantes, principalement sur la fréquentation scolaire des enfants. L'hypothèse qui est à l'origine de l'emploi de la fréquentation scolaire implique soit qu'il n'y a pas eu de changement important dans la proportion d'enfants allant à l'école pendant la période de projection, soit que ce changement est connu et mesurable. Cette hypothèse est trop forte pour pouvoir être utilisée dans la plupart des pays en voie de développement. Nous nous contenterons donc d'utiliser les techniques « d'estimations futures » qui s'appliquent à n'importe quelle période suivant le dernier recensement.

Dans le chapitre suivant, on étudiera les estimations des composantes d'accroissement (par âge et sexe) entre deux recensements (estimations intercensitaires), le chapitre III traite de l'utilisation de la méthode des composantes pour les projections démographiques dans l'avenir (estimations futures). Le chapitre IV explique une méthode abrégée pour faire les projections de population par âge et par sexe. Enfin, le dernier chapitre de la deuxième partie traitera des techniques d'estimation et de projections du nombre de personnes atteignant tous les ans un âge déterminé.

(1) A. J. JAFFE, *Handbook of Statistical methods for Demographers*, troisième édition, U.S. Department of Commerce, Bureau of Census, Washington 1960, p. 211.

CHAPITRE II

Mesures des composantes d'accroissement des mouvements de population entre deux recensements

La méthode des composantes peut se résumer par l'équation suivante :

$$\Delta P = N_1 + m$$

Dans laquelle ΔP représente le changement des effectifs de la population entre les deux recensements, c'est-à-dire le dernier comptage moins le comptage précédent; N_1 représente l'accroissement naturel pendant la période, c'est-à-dire les naissances moins les décès, et M la migration nette ou la différence entre l'immigration et l'émigration.

Lorsqu'on s'intéresse à une période de temps comprise entre deux recensements, comme nous avons l'intention de le faire maintenant, il est facile d'obtenir ΔP . Pour résoudre l'équation il suffit d'avoir une estimation de la migration nette *ou bien* de l'accroissement naturel. En d'autres termes, lorsqu'on connaît ΔP , une estimation de l'accroissement naturel permet de faire une estimation de la migration nette (en soustrayant N_1 estimé de ΔP) tandis qu'une estimation de la migration nette implique à son tour une estimation de l'accroissement naturel (en soustrayant M estimé de ΔP). En conséquence, lorsqu'on connaît le mouvement de la population totale ΔP , l'estimateur qui utilise la méthode des composantes peut traiter n'importe laquelle des deux composantes d'accroissement comme un « résidu » en estimant l'autre.

Le choix de la composante qui doit être traitée comme résidu dépend des données disponibles. Lorsqu'il s'agit d'entités nationales, il est facile de se procurer dans les archives des offices de tourisme, d'immigration ou de la police frontalière, les renseignements indiquant le nombre de personnes

entrant dans le pays ou le quittant, avec éventuellement une répartition par âge et par sexe, ou toute autre répartition nécessaire. Dans ce cas, l'accroissement naturel peut être considéré comme un résidu tandis que l'on peut trouver les chiffres de la migration nette directement dans les statistiques. Cependant, si celles-ci font défaut, ou si elles sont inexactes ou difficiles à ajuster, il peut se révéler plus facile, voire préférable, d'estimer l'accroissement naturel et de considérer la migration nette comme un résidu.

Pour estimer l'accroissement naturel, il est généralement nécessaire de faire des estimations distinctes des naissances et des décès. S'il existe des registres des naissances et des décès — également avec la répartition souhaitable (par exemple par sexe) ils contiendront, selon toute vraisemblance, des inexactitudes et devront être ajustés (1). Après ajustement, leurs différences peuvent être considérées comme une estimation de N_1 . Cette estimation peut ensuite être soustraite du mouvement total de la population (ΔP) et le résidu peut être considéré comme une estimation de la migration nette.

En résumé, lorsque l'on connaît les mouvements de population au cours d'une période de temps, on peut se procurer ou estimer l'une des deux composantes d'accroissement et considérer l'autre comme un résidu. Si l'on dispose d'estimations des deux composantes, la plus exacte des deux doit être utilisée et la différence entre le résidu et l'estimation disponible de l'autre composante doit être prise comme une mesure approximative de l'erreur de cette estimation (2).

Accroissement et migration naturels — Données enregistrées.

Pour donner un exemple de la méthode des composantes qui vient d'être décrite, nous supposons qu'un statisticien doit établir des estimations de l'accroissement et de la migration naturels entre deux comptages avec une ventilation par âge et sexe. Si, avec les données disponibles, il est plus facile de considérer la migration nette comme un résidu, il peut procéder comme indiqué sur la feuille de calcul n° 3 ci-après. Si, en

(1) Pour une description des méthodes d'ajustement des naissances et décès portés sur les registres, cf. Section E, Chapitre VI.

(2) Lorsqu'on considère comme un résidu la migration ou l'accroissement naturel et que d'autre part on possède d'autres estimations comparables, il ne faut pas oublier que les montants résiduels contiennent l'erreur totale de la procédure d'estimation. C'est ce que l'on appelle les « erreurs de clôture », ce qui signifie que le résidu contiendra toutes les erreurs d'estimation associées à une surestimation ou une sous-estimation des composantes utilisées pour isoler le résidu. En conséquence, si l'autre estimation de la migration ou de l'accroissement naturel ne correspondent pas identiquement au résidu au sens indiqué ci-dessus, l'estimateur doit se souvenir qu'il est nécessaire de faire des corrections pour les « erreurs de clôture ».

revanche, il est plus facile, en raison des données disponibles, de considérer cet accroissement naturel comme un résidu, il peut procéder comme sur la feuille de calcul n° 4. Dans les deux cas, la période comprise entre les deux recensements est censée être de cinq ans, le premier recensement ayant été fait le 1^{er} janvier 1950 et le second le 1^{er} janvier 1955.

On trouvera, après chaque feuille de calcul, des instructions pour la remplir.

**CALCUL DES COMPOSANTES DES MOUVEMENTS DE POPULATION ENTRE DEUX RECENSEMENTS
LA MIGRATION ÉTANT CONSIDÉRÉE COMME UN RÉSIDU (HOMMES)**

Groupes d'âges	Population masculine Recensement de 1950	Décès survenus dans la population masculine de 1950 1950-1955	1955 Population masculine prévue ¹	Population masculine Recensement de 1955	Migration masculine nette 1950-1955
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Moins de 5	22.338	290	25.416 ²	25.011	— 405
5 à 9	21.556	65	22.048	21.661	— 387
10 à 14	20.034	84	21.491	21.323	— 168
15 à 19	19.258	154	19.950	19.291	— 659
20 à 24	17.899	160	19.104	18.063	— 1.041
25 à 29	15.883	175	17.739	16.317	— 1.422
30 à 34	14.246	199	15.708	14.766	— 942
35 à 39	13.448	240	14.047	13.626	— 421
40 à 44	12.861	360	13.208	13.114	— 94
45 à 49	11.843	509	12.501	12.420	— 81
50 à 54	10.064	648	11.334	11.317	— 19
55 à 59	8.150	776	9.416	9.398	— 18
60 à 64	6.868	920	7.374	7.494	+ 120
65 à 69	5.596	1.086	5.948	6.240	+ 292
70 à 74	4.670	1.410	4.510	4.628	+ 118
75 et au-dessus	5.011	2.861	5.410	5.437	+ 27
TOTAL (w).....	209.725	9.937	225.204	220.106	— 5.098

1. A l'exclusion de l'effet de la migration nette.

2. Naissances masculines 1950-1955 (26.256) — décès d'enfants du sexe masculin nés en 1950-1955 (840) = population masculine prévue de « moins de 5 », 1955 (25.416).

Instructions pour calculer les composantes des mouvements de la population entre deux recensements, la *migration* étant considérée comme un résidu. Une feuille de calcul analogue doit être établie pour les femmes.

Colonne 1. — Enumérer les groupes d'âge par tranches égales de préférence, à la période intercensitaire (1). Dans le cas présent, les groupes d'âge sont classés en tranches de cinq ans.

Colonne 2. — En face de chaque tranche d'âge, indiquer le comptage correspondant provenant du recensement de 1950 (2).

Colonne 3. — Cette colonne représente le nombre des décès pour chaque groupe d'âge énuméré en 2 pendant la période intercensitaire 1950-1955, c'est-à-dire après le 1^{er} janvier 1950 et avant le 31 décembre 1955. Chaque décès peut être attribué au groupe d'âge approprié si l'on connaît l'âge exact de la personne décédée ainsi que la date de son décès. Par exemple, une personne décédée à l'âge de 46 ans et trois mois en avril 1951 devra être inscrite dans le groupe d'âge 40 à 44, tandis qu'une personne du même âge décédée en février 1951 devra être inscrite dans le groupe d'âge 45 à 49. Dans la pratique cependant, on peut établir plus facilement une approximation assez exacte du nombre des décès par groupe d'âge (3). Par exemple, les décès pouvant être classés dans le groupe d'âge 35 à 39 sont la somme de :

- 1) tous les décès entre 35 ans et 39 ans en 1950,
- 2) tous les décès entre 36 ans et 40 ans en 1951,

(1) Ces groupes d'âge peuvent être groupés en tranches égales à un facteur de la longueur de la période intercensitaire. Par exemple, s'il s'agit d'une période de dix ans, les groupes d'âge peuvent être classés en tranches de deux ou cinq ans. Toute autre durée donnerait des difficultés de calcul inutiles. Pour répartir des groupes d'âge de dix ans en tranche de cinq ans, cf. Section A, Chapitre VI.

(2) Il est nécessaire d'ajuster les chiffres du recensement pour tenir compte des erreurs d'âge et de comptage s'il y a lieu de penser qu'il y a des erreurs importantes dans l'indication du nombre de personnes appartenant aux différents groupes d'âge. Pour les méthodes d'ajustement des comptages des recensements, cf. Section D, Chapitre VI.

(3) Les méthodes de vérification et d'ajustement du total des décès sont expliquées à la Section E, Chapitre VI.

- 3) tous les décès entre 37 ans et 41 ans en 1952,
- 4) tous les décès entre 38 ans et 42 ans en 1953,
- 5) tous les décès entre 39 ans et 43 ans en 1954 (1).

Une méthode analogue peut être employée pour les autres groupes d'âge quinquennaux. Pour le groupe d'âge « 75 et au-dessus », la formule devient la somme de :

- 1) tous les décès à 75 ans et au-dessus en 1950,
- 2) tous les décès à 76 ans et au-dessus en 1951,
- 3) tous les décès à 77 ans et au-dessus en 1952,
- 4) tous les décès à 78 ans et au-dessus en 1953,
- 5) tous les décès à 79 ans et au-dessus en 1954 (2).

Colonne 4. --- Soustraire les chiffres de la colonne (3) des chiffres correspondants de la colonne (2). Porter le résultat de chaque soustraction une ligne au-dessous des chiffres initiaux. Par exemple, pour la ligne « moins de 5 », porter le résultat de (2)-(3) en (4) de manière à correspondre avec la ligne « 5 à 9 » dans (1). Si l'on procède ainsi, c'est parce qu'au moment où tous les décès en (3) se seront produits parmi la population initiale, chaque groupe aura passé dans la catégorie d'âge supérieure.

Il est évident que la première ligne de la colonne (4) ne serait pas remplie si l'on adoptait ce système. On devrait y porter le chiffre des naissances vivantes effectives entre 1950 et 1955, en défalquant les décès se produisant dans ce groupe pendant la période comme indiqué dans la note 2 au bas de la feuille de calcul n° 3.

Colonne 5. --- Indiquer en face de chaque groupe d'âge de la colonne (1) la population présente en 1955 (3).

Colonne 6. --- Pour chaque ligne, soustraire la colonne (4) de la colonne (5) pour obtenir la migration nette pour le groupe d'âge en question. Si la population prévue en (4) est supé-

(1) On peut établir une approximation plus exacte en faisant la somme de :

1. $1/2 D_{35} + D_{36} - 39 + 1/2 D_{40}$ en 1950.
2. $1/2 D_{36} + D_{37} - 40 + 1/2 D_{41}$ en 1951.
3. $1/2 D_{37} + D_{38} - 41 + 1/2 D_{42}$ en 1952.
4. $1/2 D_{38} + D_{39} - 42 + 1/2 D_{43}$ en 1953.
5. $1/2 D_{39} + D_{40} - 43 + 1/2 D_{44}$ en 1954.

Dans laquelle D_x représente le nombre de décès de personnes âgées de x années.

Cette méthode suppose au préalable que les décès sont répartis uniformément au cours de chaque année. Il y a lieu de noter que les décès attribués à la cohorte en 1950 par cette méthode seront différents de ceux donnés par la première méthode d'un montant égal à la différence entre $1/2 D_{40}$ et $1/2 D_{35}$. L'utilisation de cette méthode implique cependant des difficultés supplémentaires de calcul et elle ne contribue guère à l'exactitude des résultats.

(2) La formule pour le groupe d'âge « 75 ans et au-dessus » correspondant à la note (1) est la somme de $1/2 D_{75} + D_{76}$ et au-dessus en 1950, etc., et le résultat est inférieur à celui de la formule du texte de $1/2 D_{75}$ en 1950, $1/2 D_{76}$ en 1951, $1/2 D_{77}$ en 1952, $1/2 D_{78}$ en 1953 et $1/2 D_{79}$ en 1954.

(3) Le comptage du recensement doit aussi, le cas échéant, être ajusté (cf. Section D, Chapitre VI).

rieure à la population correspondante en (5), le signe sera négatif, ce qui indique une émigration pour ce groupe d'âge. Si c'est l'inverse, le signe sera positif, ce qui indique une immigration.

Les totaux (Σ) des colonnes (2) à (6) sont importants :

Σ (2) = Population présente en 1950.

Σ (3) = Total des décès 1950-1955.

Σ (4) = Importance approximative de la population totale en 1955 s'il n'y a pas eu de migration nette.

Σ (5) = Population présente en 1955.

Σ (6) = Migration nette.

En soustrayant Σ (2) de Σ (5) nous obtenons ΔP , c'est-à-dire le mouvement de population en 1950-1955. En outre Σ (4) — Σ (2) donne la valeur de N_1 , c'est-à-dire l'accroissement naturel. Enfin Σ (6), comme nous l'avons déjà mentionné, donne la valeur de (M), c'est-à-dire de la migration. Pour vérifier nos calculs, procédons ainsi :

$$\Delta P = N_1 + M$$

d'où :

$$\Sigma (5) - \Sigma (2) = \Sigma (4) - \Sigma (2) + \Sigma (6)$$

d'où

$$220.106 - 209.725 = 225.204 - 209725 + (- 5.098) \therefore$$

CALCUL DES COMPOSANTES DES MOUVEMENTS DE POPULATION ENTRE DEUX RECENSEMENTS
L'ACCROISSEMENT NATUREL ÉTANT CONSIDÉRÉ COMME UN RÉSIDU
(HOMMES)

Groupes d'âge	Population masculine 1950	(ΔP) Population masculine 1955	Mouvement d' population 1950-1955	Immigration masculine 1950-1955	Émigration masculine 1950-1955	(M) Migration nette 1950-1955	(Ni) Accroissement naturel 1950-1955
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Moins de 5	22.338	25.011	25.011	143	548	— 405	+ 25.416
5 à 9	21.556	21.661	— 677	122	509	— 387	— 290
10 à 14	20.034	21.323	— 233	111	279	— 168	— 65
15 à 19	19.258	19.291	— 743	163	822	— 659	— 84
20 à 24	17.899	18.063	— 1.195	437	1.478	— 1.041	— 154
25 à 29	15.883	16.317	— 1.582	616	2.038	— 1.422	— 160
30 à 34	14.246	14.766	— 1.117	589	1.531	— 942	— 175
35 à 39	13.448	13.626	— 620	196	617	— 421	— 199
40 à 44	12.861	13.114	— 334	163	197	— 94	— 240
45 à 49	11.843	12.420	— 441	76	157	— 81	— 360
50 à 54	10.064	11.317	— 526	27	44	— 17	— 509
55 à 59	8.150	9.398	— 666	26	44	— 18	— 648
60 à 64	6.868	7.494	— 656	136	16	+ 120	— 776
65 à 69	5.596	6.240	— 628	321	29	+ 292	— 920
70 à 74	4.670	4.628	— 968	131	13	+ 118	— 1.086
75 et au-dessus	5.011	5.437	— 4.244	35	8	+ 27	— 4.271
TOTAL.....	209.725	220.106	10.381	3.232	8.330	— 5.098	15.479

Instructions pour remplir la feuille de calcul n° 4 destinée à calculer les composantes des mouvements de population entre deux recensements, l'accroissement naturel étant considéré comme un résidu. Une feuille de calcul analogue devra être remplie pour les femmes.

La feuille de calcul n° 4 est très semblable à la feuille de calcul n° 3. Il convient de noter par exemple que dans les deux cas la première colonne représente le « résidu ». En conséquence, la dernière colonne de la feuille de calcul n° 3 se réfère à la migration tandis que la dernière colonne de la feuille 4 se réfère à l'accroissement naturel.

Colonne 1. --- Comme dans la feuille de calcul n° 3, indiquer les groupes d'âge en tranches égales à la période intercensitaire.

Colonne 2. --- En face de chaque catégorie d'âge, indiquer le comptage correspondant du recensement de 1950 (1).

Colonne 3. --- Comme dans (2), indiquer la population de 1955 par âge.

Colonne 4. --- Afin de connaître les mouvements de population pour chaque groupe d'âge, soustraire chaque groupe d'âge de 1955 du groupe d'âge précédent de 1950. Le résultat indique le nombre de personnes en plus ou en moins dans chaque groupe d'âge du fait qu'elles atteignent le groupe d'âge suivant cinq ans plus tard. La première ligne de (4) correspondant au groupe d'âge « moins de 5 » ne doit pas être remplie d'après ce système. Elle doit cependant indiquer l'augmentation de la population totale du fait des naissances entre 1950 et 1955, déduction faite des décès dans ce groupe d'âge et de la migration nette. Il ne s'agit de rien d'autre que du groupe d'âge « moins de 5 » signalé en 1955. En conséquence, le chiffre de la première ligne de la colonne (4) est le même que celui de la colonne (3).

En outre, lorsqu'on énumère les résultats des soustractions, la colonne (4) aura nécessairement une ligne pour le groupe d'âge « 80 et au-dessus ». Ceci doit cependant être ajouté au chiffre correspondant au groupe d'âge « 75 et au-dessus » (2)

(1) Ajuster le cas échéant (cf. Section D, Chapitre V.).

(2) Le lecteur devra étudier les exemples donnés dans la présente section avec beaucoup de soin afin de mieux comprendre les différentes phases indiquées dans les feuilles de calcul.

Colonne 5. — En se servant des statistiques de migration et en les ajustant le cas échéant, indiquer le nombre d'immigrants dans les groupes d'âge appropriés. De même que pour les décès dans la feuille de calcul n° 3, il est nécessaire en l'occurrence de connaître l'âge, le sexe et la date d'entrée de chaque immigrant. Un immigrant du sexe masculin âgé de 33 ans, par exemple, ne figurera pas nécessairement sur la ligne correspondant au groupe d'âge 30 à 34 de la feuille de calcul n° 4. S'il a immigré, par exemple, en 1951, il aura 37 ans en 1955 et devra donc être inscrit dans le groupe d'âge « 35 à 39 ans ». Le groupe d'âge approprié est donc celui auquel appartient l'immigrant à la date du second recensement, c'est-à-dire en 1955.

Colonne 6. — De même que dans la colonne (5), indiquer dans cette colonne le nombre d'émigrants dans les différents groupes d'âge et de sexe.

Colonne 7. — A chaque ligne, soustraire le chiffre de la colonne (6) de celui de la colonne (5). Lorsque le premier de ces chiffres est supérieur au second, le résultat sera négatif et indiquera une émigration nette. Dans le cas contraire, le résultat sera positif et indiquera une immigration nette.

Les totaux des colonnes (2) à (8) ont la signification suivante :

- $\Sigma (2)$ = population présente en 1950.
- $\Sigma (3)$ = population présente en 1955.
- $\Sigma (4)$ = mouvements de population entre les deux dates, c'est-à-dire $\Sigma (4) = \Sigma (3) - \Sigma (2)$.
- $\Sigma (5)$ = nombre d'immigrants.
- $\Sigma (6)$ = nombre d'émigrants.
- $\Sigma (7)$ = migration nette c'est-à-dire $\Sigma (7) = \Sigma (6) - \Sigma (5)$.
- $\Sigma (8)$ = accroissement naturel, c'est-à-dire :
 $\Sigma (8) = \Sigma (4) - \Sigma (7)$.

Dans ce cas aussi, on peut vérifier ces calculs en appliquant les données à l'équation suivante :

$$\begin{aligned} \Delta P &= N_1 + M \\ 220.106 - 209.725 &= 15.479 + (-5.098) \\ 10.381 &= 10.381. \end{aligned}$$

Accroissement et migration naturels - Taux de survie.

La méthode des composantes utilisée pour estimer l'accroissement et la migration naturels entre deux recensements qui a été décrite dans la Section précédente fait usage des statis-

tiques de l'accroissement naturel (naissances et décès) ou de la migration (immigrants et émigrants). Cependant, ces données peuvent être insuffisantes ou faire complètement défaut dans les ventilations nécessaires. En outre, même lorsque ces données sont disponibles et sont exactes, leur compilation peut imposer un travail considérable à l'estimateur (1). En conséquence, nous allons étudier rapidement ci-dessous une autre méthode des composantes utilisant les taux de survie pour la composante de l'accroissement naturel mais, par ailleurs, cette méthode est analogue à celle qui a été décrite ci-dessus.

Conformément à cette méthode, la migration est considérée comme un résidu et l'accroissement naturel est estimé partiellement ou totalement par des moyens théoriques. Plus précisément, la population dénombrée au cours des recensements, y compris les naissances vivantes entre les deux recensements, est ajustée au moyen de « taux de survie » (c'est-à-dire la probabilité de survie jusqu'à la date du prochain recensement), de manière à obtenir la population totale probable lors du second recensement s'il n'y a pas eu de migration. La différence entre ce résultat et l'importance effective de la population lors du second recensement est ensuite considérée comme une estimation de la migration pendant la période. Si la population prévue est plus importante que la population effective, il y a eu émigration nette, tandis que si la population effective est supérieure à la population prévue, il y a eu immigration nette.

Lorsqu'on veut estimer la migration par âge et par sexe, il faut disposer de taux de survie par âge et sexe (2). Ces taux de survie sont généralement extraits d'une table de mortalité, indiquant l'état de la mortalité dans la région au moment approprié (3). Pour le présent chapitre, on part de l'hypothèse que les taux appropriés de survie sont connus, et les instructions nécessaires pour remplir la feuille de calcul n° 5 indiquent une méthode de calcul par pallier pour les composantes d'accroissement des mouvements de population entre deux recensements.

(1) Cf. description de la colonne (3) de la feuille de calcul n° 3 et les colonnes (5) et (6) de la feuille de calcul n° 4 du présent chapitre.

(2) En fait, quelle que soit la ventilation nécessaire pour la migration, il faut une ventilation identique pour les taux de survie.

(3) Cf. Section C, Chapitre VI pour l'établissement des tables de mortalité, et des autres taux de survie.

FEUILLE DE CALCUL N° 5

CALCUL DES COMPOSANTES DES MOUVEMENTS DE POPULATION ENTRE DEUX RECENSEMENTS
(HOMMES)

Groupes d'âges	Population masculine Recensement de 1950	Taux de survie quinquennaux	Population masculine prévue 1955	Population masculine présente Recensement 1955	Migration masculine nette 1950-1955
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Né en 1950-1955	26.256	0,9701			
Moins de 5	22.338	0,9891	25.471	25.011	— 460
5 à 9	21.556	0,9981	22.095	21.661	— 434
10 à 14	20.034	0,9972	21.515	21.323	— 192
15 à 19	19.258	0,9936	19.978	19.291	— 687
20 à 24	17.899	0,9914	19.135	18.063	— 1.072
25 à 29	15.883	0,9900	17.745	16.317	— 1.428
30 à 34	14.246	0,9870	15.724	14.766	— 958
35 à 39	13.448	0,9841	14.061	13.626	— 435
40 à 44	12.861	0,9728	13.234	13.114	— 120
45 à 49	11.843	0,9600	12.511	12.420	— 91
50 à 54	10.064	0,9367	11.369	11.317	— 52
55 à 59	8.150	0,8992	9.427	9.398	— 29
60 à 64	6.868	0,8421	7.328	7.494	+ 166
65 à 69	5.596	0,7922	5.784	6.240	+ 456
70 à 74	9.681	0,5545	4.433	4.628	+ 195
75 et au-dessus			5.368	5.437	+ 69
TOTAL	209.725 ¹		225.178	220.106	— 5.072

1. A l'exclusion des naissances pendant la période 1950-1955.

Feuille de calcul n° 5.

Réserver la première ligne pour les naissances pendant la période 1950-55.

Colonne 1. — Enumérer les groupes d'âge en tranches égales à la période intercensitaire (1). Dans le cas présent, les groupes d'âge sont classés en tranches de cinq ans.

Colonne 2. -- En face de chaque tranche d'âge, indiquer le comptage correspondant du recensement de 1950 (ouverture de la période). A la première ligne, indiquer les naissances entre 1950 et 1955 (2).

Colonne 3. -- Enumérer la probabilité de survie de cinq ans pour chaque groupe d'âge (au moyen des tables de mortalité appropriées) (3).

Colonne 4. --- Pour chaque ligne, multiplier la probabilité de survie par le groupe d'âge initial, c'est-à-dire (3) $\times$ (2), en portant le résultat une ligne au-dessous dans (4) pour indiquer les survivants probables cinq ans plus tard, c'est-à-dire lorsqu'ils auront atteint la tranche d'âge suivante.

Colonne 5. - - Enumérer en face de chaque groupe d'âge de la colonne (1) la population présente en 1955.

Colonne 6. - - Soustraire la colonne (4) de la colonne (5) pour chaque ligne, afin d'obtenir la migration nette par groupe d'âge. Un signe négatif indique une émigration nette, et un signe positif une immigration nette.

Les totaux correspondants des colonnes (Σ) sont les suivants :

Σ (2) = population masculine totale en 1950,

Σ (4) = population probable pour 1955 en l'absence de toute migration,

Σ (5) = population présente en 1955,

Σ (6) = migration masculine nette 1950-1955.

D'où :

Σ (5) - Σ (2) = ΔP = mouvement de population,

Σ (4) - Σ (2) = N_1 = accroissement naturel,

Σ (5) - Σ (4) = M = migration nette.

Lorsqu'on veut estimer les composantes des mouvements de population entre deux comptages de recensement, il est indispensable que les données de base utilisées pour effectuer les calculs soient d'une assez grande exactitude. La raison en est simple. Une faible erreur de pourcentage dans l'impor-

(1) Cf. renvoi (1) page 81.

(2) Le chiffre de la première ligne indique les naissances vivantes effectives entre les deux recensements. Ces chiffres peuvent être calculés au moyen des statistiques de l'état civil ou d'estimations du taux de natalité.

L'estimation des naissances est étudiée à la Section B, Chapitre VI.

(3) Cf. Section C, Chapitre VI pour le calcul des taux de survie.

tance d'un groupe d'âge au cours d'un recensement, qui ne s'accompagnerait pas d'une erreur compensatoire dans l'importance de cette cohorte au moment du recensement suivant, peut facilement transformer l'immigration en émigration pour ce groupe d'âge. A titre d'exemple, prenons le groupe d'âge 1950 « 40 à 44 » dans la feuille de calcul n° 3 où le nombre des hommes indiqué dans ce groupe d'âge est de 12.861. Cinq ans plus tard, ce nombre avait diminué de 441 personnes, et ainsi le groupe d'âge « 45 à 49 » indiqué en 1955 comportait 12.420 personnes. On sait d'autre part, d'après les statistiques de l'état civil qui sont censés être exactes, que 360 personnes seulement parmi les 12.861 comptées à l'origine sont décédées pendant la période. En conséquence, on en conclut que 81 personnes doivent avoir émigré. Supposons cependant que le comptage de 1955 pour ce groupe d'âge « 45 à 49 » ans ait été inférieur à la réalité et que le chiffre réel de ce groupe d'âge en 1955 ait été en fait de 1 % supérieur à celui qui a été indiqué, soit 12.544. La diminution effective de la population est donc de 317 personnes. Ce chiffre est en fait supérieur de 43, aux pertes provoquées par les décès dans ce groupe d'âge entre 1950 et 1955. Alors que nous avions conclu sur la base d'un comptage légèrement inférieur à la réalité, que 81 personnes parmi ce groupe d'âge avaient émigré pendant cette même période, il n'y a eu au contraire que 43 personnes appartenant à cette tranche d'âge qui ont immigré.

Ainsi qu'il a été souvent répété dans les études démographiques, il est nécessaire de faire preuve de prudence dans l'interprétation. Lorsqu'on indique une forte immigration ou une forte émigration, il peut subsister un doute sur son importance exacte, mais il est rarement justifié de mettre en doute l'orientation de la migration ou le fait qu'elle a été très importante. En revanche, les estimations de gain ou de perte importantes par migration doivent être considérées plutôt comme la preuve que les changements par migration n'ont pas été importants, plutôt que comme un indice de l'ampleur ou du sens de la migration (1).

Il ne faut donc pas oublier que, même après avoir ajusté dans toute la mesure du possible les données de base, il convient de continuer à faire preuve de prudence dans l'interprétation. On ne saurait trop insister sur ce point. Ceci étant, on étudiera, dans le chapitre suivant, une situation légèrement différente. Dans ce cas, les composantes des mouvements de population seront projetées au-delà de la date du dernier recensement.

(1) E. S. Lee et Cie, *Population Redistribution and Economic growth, United States, 1870-1950*, Vol 1, The American and Philosophical Society, Philadelphie 1957, p. 34.

CHAPITRE III

Utilisation de la méthode des composantes pour les projections démographiques

Dans le chapitre précédent, il a été indiqué que le rapport entre les mouvements de population ΔP et ses composantes d'accroissement — accroissement naturel N_1 , et migration M — est donné par l'équation suivante :

$$\Delta P = N_1 + M$$

Il a été indiqué aussi que ΔP étant connu, quand il s'agit d'une période comprise entre deux comptages, il fallait soit se procurer N_1 ou M , soit l'estimer. Cependant, lorsqu'il s'agit de projeter la population dans l'avenir, on ne connaît pas ΔP . En conséquence, lorsqu'on fait une projection, les trois variables de l'équation sont des inconnues. Les valeurs de deux d'entre elles sont nécessaires et suffisantes pour résoudre la troisième variable, qui peut alors être considérée comme un « résidu ». Par exemple, si l'on estime les valeurs de ΔP et N_1 , leur différence donnera une estimation de M . Si l'on commence par estimer N_1 et M , leur somme constituera une estimation de ΔP .

La première question qui peut se poser au statisticien à ce moment est celle de choisir celle des deux variables qu'il faut commencer par estimer. En d'autres termes, lorsqu'on effectue une projection des composantes de la population totale, il faut commencer par choisir les deux variables qui seront considérées comme *déterminants* et, en conséquence, commencer par les estimer, puis choisir la variable qui doit être considérée comme *déterminée* et la calculer comme un résidu. De toute évidence, le choix des statisticiens parmi les différentes solutions peut être influencé fortement par l'existence et l'exactitude des données appropriées. Mais il y a

encore d'autres éléments qui interviennent. Il est nécessaire de rechercher quelles sont en fait les variables qui, dans le cas présent, sont déterminées essentiellement par des facteurs indépendants des autres variables de l'équation démographique et la variable restante qui est principalement déterminée par l'interaction des deux autres.

Il peut sembler, à prime abord, que les mouvements de population sont presque par définition « déterminés » par l'accroissement et la migration naturels, de sorte qu'ils peuvent être théoriquement considérés comme un résidu. Cependant, ceci n'est pas toujours exact. Il peut arriver que l'accroissement démographique général soit, dans une large mesure, déterminé par le taux de croissance économique — plus exactement par le taux d'expansion des possibilités d'emploi — tandis que le taux d'accroissement naturel est déterminé principalement par des facteurs institutionnels qui influent sur l'importance des naissances et des décès. Dans ces cas, la migration, et non pas les mouvements de population, peut être considérée à juste titre comme élément connu ou le « résidu » de l'équation démographique (1).

Le mécanisme des projections de composantes.

Il ressort de cette brève introduction que deux méthodes peuvent être employées pour faire des projections des composantes de la population totale (2). Dans la première méthode, on commence par faire une projection par âge de l'accroissement naturel et de la migration nette, puis on considère leur total comme une estimation des mouvements de population par groupe d'âge (3). Dans la seconde méthode, on commence par faire une projection de l'accroissement naturel et des mouvements de population puis on considère leur différence comme une estimation de la migration nette.

(1) L'auteur de l'étude intitulée *Population, Labor Force and Income Trends in the Knoxville Area and Tennessee*, Tennessee Department of Employment Security, Nashville 1961, a utilisé une variante de la méthode des composantes qui considère la migration comme un résidu dans les projections de la population de l'Etat de Tennessee de 1960 à 1970. Bien que cette méthode soit beaucoup moins compliquée que celle du Bureau de Recensement des Etats-Unis utilisée ultérieurement pour faire les mêmes projections les résultats des deux méthodes sont remarquablement voisins.

(2) Une troisième méthode peut être celle qui considère l'accroissement naturel comme un résidu. Elle peut difficilement, cependant être recommandée ici car il est reconnu qu'au moins à court terme, l'accroissement naturel semble peut-être pouvoir être déterminé d'une façon tout à fait indépendante des trois variables en question.

(3) Si l'on a besoin d'une ventilation par âge et par sexe, il est nécessaire d'établir une feuille de calcul pour chaque sexe. La technique de base sera cependant la même, et pour plus de clarté, les exemples ne feront pas mention du sexe.

A. — *Première méthode.*

En résumé, la technique de base employée pour la première méthode comprend les phases suivantes :

1. Corriger chaque groupe d'âge, y compris les naissances probables pendant la période de projection, par un taux de survie approprié (1), afin d'obtenir l'importance probable de chaque groupe d'âge, à l'exclusion de la migration à la fin de la période.
2. Estimer la migration nette par groupe d'âge.
3. Ajouter les résultats de 1 et de 2 pour chaque groupe d'âge de manière à obtenir l'estimation de l'importance nette de chaque groupe d'âge à la fin de la période de projection.

B. — *Seconde méthode.*

La technique de base employée pour la seconde méthode peut se résumer de la façon suivante :

1. Corriger chaque groupe d'âge, y compris les naissances vivantes probables pendant la période de projection, au moyen d'un taux approprié de survie, de manière à obtenir l'importance probable de chaque groupe d'âge, à l'exclusion de la migration, à la fin de la période.
2. Sur une feuille séparée : (a) faire une projection de la population totale par une méthode d'extrapolation appropriée (2), et soustraire le total initial de la population du total projeté, de manière à obtenir une estimation des mouvements de la population (ΔP); (b) la différence entre la population initiale et la population corrigée de la phase 1 constitue une estimation de l'accroissement naturel (N_1). En conséquence, en nous servant également d'une feuille séparée, on peut déterminer $\Delta P - N_1$ qui peut être considéré comme une estimation de la migration nette; (c) en utilisant les statistiques antérieures de migration où une répartition type de la migration par âge, estimer la répartition par âge de la migration pour la période de projection et appliquer ces rapports à la migration nette estimée à la phase 2. Insérer ces estimations à l'endroit approprié dans la feuille de calcul principale.
3. Ajouter pour chaque groupe d'âge N_1 et M , de manière à obtenir une estimation des mouvements de la population (ΔP) par groupe d'âge.

(1) S'il n'existe pas de table de mortalité appropriée, cf. Section C, Chapitre VI, où sont indiquées des méthodes d'établissement de ces tables.

(2) Cf. les méthodes d'extrapolation de la première partie, Chapitre III.

S'il réfléchit tant soit peu, le lecteur comprendra que les feuilles de calcul principales employées pour les deux méthodes sont exactement les mêmes. (Cf. feuille de calcul n° 6 ci-dessous.) La seule différence entre elles réside essentiellement dans la méthode employée pour obtenir l'estimation de M, la migration nette (colonne 5) et de P, population estimée pour l'année suivante (colonne 6). A titre d'exemple, on n'utilisera donc qu'une seule feuille de calcul type pour expliquer les techniques des deux méthodes. Les instructions données pour remplir la feuille de calcul sont suivies de renseignements détaillés sur la façon de calculer les données nécessaires de la feuille de calcul, en appliquant à la fois la première et la seconde méthodes mentionnées précédemment.

FEUILLE DE CALCUL N° 6

PROJECTION DES COMPOSANTES D'ACCROISSEMENT
DES MOUVEMENTS DE POPULATION

(Hommes)

Groupes d'âge	Recensement de la population en 1960	Taux de survie quinquennaux pour les hommes	Population en 1965 à l'exclusion de la migration	Migration nette 1960-1965	Population estimés 1965
(1)	(2)	(3)	(4) = (2) × (3)	(5)	(6) = (4) + (5)
Moins de 5	212.356	0,9869	217.755	— 4.049	213.706
5 à 9	205.480	0,9969	209.574	— 3.795	205.779
10 à 14	200.651	0,9953	204.843	— 1.559	203.284
15 à 19	190.395	0,9919	199.708	— 7.496	192.212
20 à 24	176.861	0,9904	188.853	— 10.669	178.184
25 à 29	157.807	0,9891	175.163	— 13.917	161.246
30 à 34	141.505	0,9860	156.087	— 9.138	146.949
35 à 39	130.440	0,9804	139.524	— 4.134	135.390
40 à 44	124.289	0,9716	127.883	— 937	126.946
45 à 49	113.377	0,9574	120.759	— 786	119.973
50 à 54	92.355	0,9353	108.547	— 140	108.407
55 à 59	78.472	0,9044	86.380	— 172	86.208
60 à 64	62.428	0,8654	70.970	+ 1.380	72.350
65 à 69	51.937	0,8061	54.025	+ 3.108	57.133
70 à 74	39.580	0,6987	41.866	+ 1.232	43.098
75 et au-dessus	46.778	0,4865	50.412	+ 262	50.674
TOTAL	2.024.711		2.152.349	— 50.810	2.101.539

Naissances estimées en 1965 = 225.000.
Taux de survie pour ce groupe = 0,9678.

Instructions pour remplir la feuille de calcul n°6.

Colonne 1. — Enumérer les groupes d'âge en tranches égales à la période de projection (1).

Colonne 2. — En face de chaque tranche d'âge, indiquer les comptages correspondants du recensement de 1960 (2).

Colonne 3. — En face de chaque groupe d'âge, indiquer la proportion estimée de survivants à la fin de la période. Ces pourcentages, appelés taux de survie, peuvent être trouvés dans une table de mortalité appropriée (3).

Colonne 4. — Pour chaque ligne, multiplier la colonne (2) par la colonne (3) de manière à obtenir le nombre estimé de survivants qui ont atteint le groupe d'âge suivant. Porter le résultat dans la colonne (4), une ligne au-dessous de celle de la multiplication des colonnes (2) et (3). Il s'ensuit que la première ligne ne sera pas remplie tandis qu'il y aura une ligne supplémentaire au bas. Cet espace vide doit être rempli par le nombre estimé de naissances (4) pendant la période de projection, corrigé par leur taux de survie, également extrait de la table de mortalité appropriée. La ligne supplémentaire du bas, qui se réfère au nombre de survivants de 80 ans et au-dessus, doit être ajoutée à la ligne précédente, qui se rapporte maintenant aux survivants atteignant 70 à 75 ans; on obtient ainsi une estimation du nombre de survivants au-delà de 75 ans.

Colonne 5. — Enumérer ici en face de chaque groupe d'âge la migration nette estimée pour ce groupe pendant la période. La méthode à employer pour faire ces estimations (projection de la migration) suit les instructions données pour remplir cette feuille de calcul (feuille n° 6). L'émigration nette est donnée par le signe - et l'immigration nette par le signe +. Pour le groupe d'âge « moins de 5 ans », indiquer la migration estimée des enfants nés entre 1960 et 1965; pour le groupe d'âge « 5 à 9 », indiquer la migration estimée du groupe d'âge « moins de 5 ans » de 1960, etc.

Colonne 6. — Pour chaque ligne, ajouter algébriquement, c'est-à-dire en soustrayant quand le signe de migration nette est négatif et en additionnant, lorsqu'il est positif, les colonnes (4) et (5), de manière à obtenir une estimation de la population de 1965 par groupe d'âge.

(1) Si les groupes d'âge sont énumérés en tranche de 10 ans, et si la période de projection est de 5 ans, il peut être nécessaire de fractionner en deux. La Section A, Chapitre VI indique une formule à utiliser dans ce cas. Si les groupes d'âge sont classés en tranches de 5 ans, tandis que la période de projection est légèrement supérieure à 5 ans, par exemple 6 ans, à partir de la date du dernier recensement, il peut être opportun d'avancer l'un ou la répartition par âge. On trouvera les méthodes à employer à cet effet dans *Méthodes de projections démographiques par sexe et par âge* (ST/SOA, série A, études démographiques n° 25 des Nations Unies).

(2) En les ajustant le cas échéant. Les méthodes d'ajustement sont expliquées à la Section E, Chapitre VI.

(3) S'il n'existe pas de table de mortalité appropriée, consulter la méthode abrégée pour établir des tables de mortalité dans le Chapitre VI, Section C.

(4) On peut estimer les naissances futures en faisant une projection d'après les statistiques passées de natalité. Cf. Section B, Chapitre VI.

Les totaux (Σ) des colonnes (2), (4), (5) et (6) ont les significations suivantes :

Σ (2) = Population totale présente en 1960,

Σ (4) = Population totale approximative s'il n'y a pas eu de migration,

Σ (5) = Migration nette estimée,

Σ (6) = Population estimée en 1965.

On a donc Σ (6) - Σ (2) = ΔP et, pour vérifier nos calculs, nous devons trouver que $\Delta P = N_i + M$, soit :

$$\Sigma$$
 (6) - Σ (2) = [Σ (4) - Σ (2)] + Σ (5)

$$76.828 = 76.828.$$

Projection de la migration.

La seule colonne de la feuille de calcul n° 6 qui doit être expliquée ici est la colonne (5) : Migration nette. La présente section indique les méthodes à employer pour le calcul de la migration par âge, en utilisant chacune des deux méthodes mentionnées précédemment. Cependant, avant de procéder ainsi, il pourrait y avoir intérêt à définir clairement la différence entre deux séries de taux de migration : 1° les taux par âge, et 2° les taux donnant la répartition relative de la migration par âge (1).

Le taux par âge relie le nombre de migrants nets pour chaque groupe d'âge pendant une période déterminée au nombre total de personnes de ce groupe d'âge au début de la période. Par exemple, dans la feuille de calcul n° 6, le nombre de personnes du groupe d'âge « 15 à 19 » est de 190.385 au début de la période 1960, et le nombre net de migrants pour ce groupe d'âge pendant cette période est estimé à -10.669 personnes (le signe - dénotant une émigration nette). Le taux de migration par âge pour cette cohorte pendant la période est $\frac{-10.669}{190.385} = -0,0560$, soit une émigration de 5,6 %.

D'autre part, les pourcentages indiquant *la ventilation par âge de la migration* relient le nombre net de migrants de chaque groupe d'âge pendant une période de temps à la migration nette totale. Par exemple, si le nombre net de migrants du groupe « 15 à 19 » de 1960 est également de -10.669 et si la migration nette totale, c'est-à-dire le total de la colonne (5) de la feuille de calcul 6 ci-dessus, est de -50.810, le pourcentage indiquant la migration relative de ce groupe d'âge sera

alors de $\frac{-10.669}{-50.810} = 0,2100$, soit 21 %. En d'autres termes,

(1) Il convient de noter une fois de plus que si une ventilation par sexe est également nécessaire, il faut substituer les taux spécifiques âge-sexe aux taux par âge. Les taux de migration par âge et sexe se rapportent aux groupes l'âge et sexe (par exemple : hommes 15 à 19). Il faudrait également envisager une ventilation âge-sexe à la place d'une répartition par âge. Pour plus de simplicité, nous avons négligé la composante sexe dans le présent chapitre

21 % du total net des émigrants appartenait au groupe d'âge « 15 à 19 ans » au début de la période, ou au groupe « 20 à 24 » à la fin de la période (1).

Il convient de noter, une fois de plus, que la différence entre les deux méthodes réside simplement dans le fait que dans la première, la migration et l'accroissement naturels sont projetés séparément pour chaque groupe d'âge et que leur total est considéré comme donnant une estimation des mouvements de population pour ce groupe d'âge tandis que dans la seconde méthode on commence par projeter les mouvements totaux de population et l'accroissement naturel, la *migration totale* étant considérée comme égale à leur différence. Cependant, avec la première méthode, on projette les taux de migration par âge, tandis qu'avec la seconde, c'est la migration totale qui fait l'objet d'une projection. Il s'ensuit donc que cette dernière méthode comporte une phase de plus, c'est-à-dire la ventilation de la migration totale en ses composantes d'âge.

Il est évident maintenant que la première méthode fait appel aux taux de migration *par âge* ou grandeur, tandis que la seconde méthode fait usage des taux donnés par la *répartition relative par âge* de la migration.

Première méthode pour projeter la migration.

Cette méthode comporte une projection dans l'avenir des tendances migratoires passées. Si l'on projette des *valeurs* absolues par âge, les calculs seront analogues à ceux de la feuille n° 7 ci-après. Si l'on fait une projection des taux de migration des différents groupes d'âge, les calculs seront analogues à ceux des feuilles 8, 9, suivant l'existence et l'exactitude des données de base.

Il faut cependant noter dès maintenant que si les calculs de la feuille n° 7 sont plus simples que ceux des deux autres feuilles, les résultats sont vraisemblablement moins exacts. Lorsqu'on fait une projection des valeurs absolues de la migration par âge, l'exactitude du résultat dépendra de la méthode d'extrapolation et du nombre net de migrants. Il est donc indépendant de la variation des effectifs du groupe d'âge lui-même. Il peut donc arriver que la migration d'un groupe d'âge déterminé soit censée augmenter tandis que le groupe d'âge lui-même diminue, ce qui accroît le taux de migration de ce groupe d'âge d'une manière exagérée. Les résultats de cette méthode deviennent cependant plus exacts lorsque la répartition par âge de la population est relativement égale.

(1) Il est habituel d'indiquer le taux par âge en face du groupe d'âge de la cohorte au début de la période, tandis que le pourcentage donné par la répartition relative par âge est porté en face de l'âge de la cohorte à la fin de la période. Ainsi que l'on pourra le noter, cette façon de procéder a pour objet d'éliminer certaines difficultés de calcul dans la feuille.

FEUILLE DE CALCUL N° 7

PROJECTION DES NIVEAUX ABSOLUS DE MIGRATION
PAR AGE

Groupe d'âge	Migration nette		EXTRAPOLATION		Extrapolation arithmétique
	1950-1955	1955-1960	Valeur la plus récente (55-60) I	Valeur (moyenne 50-55 et 55-60) II	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Nés pendant la période	— 3.537	— 4.005			
Moins de 5	— 2.966	— 3.756	— 4.005	— 3.771	— 4.473
5 à 9	— 1.016	— 1.561	— 3.756	— 3.361	— 4.546
10 à 14	— 6.201	— 7.534	— 1.561	— 1.289	— 2.106
15 à 19	— 8.992	— 10.293	— 7.534	— 6.868	— 8.867
20 à 24	— 12.431	— 13.879	— 10.293	— 9.643	— 11.594
25 à 29	— 8.006	— 9.037	— 13.879	— 13.155	— 15.327
30 à 34	— 3.412	— 4.040	— 9.037	— 8.522	— 10.068
35 à 39	— 766	— 891	— 4.040	— 3.726	— 4.668
40 à 44	— 687	— 752	— 891	— 829	— 1.016
45 à 49	— 102	— 140	— 752	— 720	— 817
50 à 54	— 100	— 157	— 140	— 121	— 178
55 à 59	+ 544	+ 1.186	— 157	— 129	— 214
60 à 64	+ 1.381	+ 2.609	+ 1.186	+ 865	+ 1.828
65 à 69	+ 987	+ 1.036	+ 2.609	+ 1.995	+ 3.837
70 à 74	+ 88	+ 112	+ 1.036	+ 1.012	+ 1.085
75 et au-dessus	+ 100	+ 135	+ 247	+ 218	+ 306
TOTAL	— 45.116	— 50.967	— 50.967	— 48.044	— 56.818

Instructions pour remplir la feuille de calcul n° 7.

Projection du niveau absolu de migration par âge.

Colonne 1. — Indiquer les groupes d'âge par tranches égales à la période de projection. Dénoter la première ligne par ces mots « nés pendant la période ».

Colonnes 2 et 3. — Si l'on tient des statistiques de migration relativement exactes, calculer la migration pour chaque groupe d'âge pendant des périodes égales aux tranches d'âge (en l'occurrence cinq ans), comme expliqué dans les instructions données pour remplir les colonnes (5), (6) et (7) de la feuille de calcul n° 4 (page 84). S'il n'existe pas de statistiques de migration, on peut estimer les migrations passées par groupes d'âge quinquennaux, comme dans la feuille de calcul n° 3 (page 80). Si les données sont tellement insuffisantes qu'aucune solution n'est possible, il peut alors être opportun d'utiliser la méthode de la seconde procédure ci-dessous (1).

Colonnes 4, 5 et 6. — Elles représentent les résultats des différentes méthodes d'extrapolation (2). Dans la colonne (4), on suppose que les valeurs de la migration par âge au cours des cinq dernières années s'appliquent aux cinq années suivantes ou à la période de projection. Dans la colonne (5), on suppose que la moyenne des deux dernières périodes quinquennales s'appliquera aux cinq années suivantes. On obtient la colonne (6) en extrapolant arithmétiquement les deux dernières périodes quinquennales. Les chiffres de ces trois colonnes sont décalés d'une ligne pour correspondre à 1965, c'est-à-dire la fin de la période de projection.

(1) Cf. Introduction au présent chapitre pour les critères qui déterminent le choix entre ces deux solutions.

(2) On peut utiliser d'autres méthodes d'extrapolation. Les autres techniques d'extrapolation sont expliquées dans le Chapitre III de la première partie.

FEUILLE DE CALCUL N° 8

PROJECTION DES TAUX DE MIGRATION PAR AGE

Groupes d'âge	Migration		Popu- lation 1950	Popu- lation 1955	Popu- lation 1960	Taux de migration par âge		Taux de migration projeté			Migration nette 1960-1965		
	nette 1950-55	nette 1955-60				1950-55 % de 50	1955-60 % de 55	Taux les plus récents ¹	Taux moyens	Taux d'extrapo- lation arithmé- tique III	I	II	III
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7) (2) : (4)	(8) (3) : (5)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
Nés pendant la période.....	- 3.537	- 4.005	213.661 ²	216.361 ²	217.755 ²	-.01655	-.01851	-.01851	-.01753	-.02047			
Moins de 5	- 2.966	- 3.756	209.724	210.124	212.356	-.01414	-.01788	-.01788	-.01601	-.02162	- 4.031	- 3.817	- 4.457
5 à 9	- 1.016	- 1.561	204.500	204.011	203.615	-.00497	-.00765	-.00765	-.00631	-.01033	- 3.797	- 3.400	- 4.591
10 à 14	- 6.201	- 7.534	194.646	202.850	201.818	-.03186	-.03714	-.03714	-.03450	-.04242	- 1.558	- 1.285	- 2.103
15 à 19	- 8.992	- 10.293	185.729	187.530	194.363	-.04841	-.05489	-.05489	-.05165	-.06137	- 7.496	- 6.963	- 8.561
20 à 24	- 12.331	- 13.879	171.987	175.233	175.718	-.07228	-.07920	-.07920	-.07574	-.08612	- 10.669	- 10.039	- 11.928
25 à 29	- 8.066	- 9.037	153.466	157.905	159.672	-.05217	-.05723	-.05723	-.05470	-.06229	- 13.917	- 13.309	- 15.133
30 à 34	- 3.412	- 4.040	136.204	143.787	147.147	-.02505	-.02810	-.02810	-.02658	-.03115	- 9.138	- 8.734	- 9.946
35 à 39	- 766	- 891	125.101	130.885	137.734	-.00612	-.00681	-.00681	-.00647	-.00750	- 4.135	- 3.911	- 4.584
40 à 44	- 687	- 752	121.897	121.883	127.429	-.00564	-.00617	-.00617	-.00591	-.00670	- 938	- 891	- 1.033
45 à 49	- 102	- 140	107.621	117.748	117.670	-.00095	-.00119	-.00119	-.00107	-.00143	- 786	- 753	- 854
50 à 54	- 100	- 157	88.418	102.934	112.934	-.00115	-.00153	-.00153	-.00133	-.00193	- 140	- 126	- 168
55 à 59	+ 544	+ 1.186	69.845	82.597	96.117	+ .00779	+ .01436	+ .01436	+ .01108	+ .02093	- 172	- 150	- 217
60 à 64	+ 1.381	+ 2.609	54.516	63.712	75.887	+ .02533	+ .04095	+ .04095	+ .03314	+ .05657	+ 1.380	+ 1.065	+ 2.012
65 à 69	+ 987	+ 1.036	46.187	48.559	57.745	+ .02137	+ .02133	+ .02133	+ .02135	+ .02129	+ 3.108	+ 2.515	+ 4.293
70 à 74	+ 88	+ 112	36.314	38.218	40.179	+ .00242	+ .00293	+ .00293	+ .00268	+ .00344	+ 1.232	+ 1.233	+ 1.229
75 et au-dessus	+ 100	+ 135	42.721	46.345	49.197	+ .00234	+ .00291	+ .00291	+ .00263	+ .00348	+ 262	+ 238	+ 310
TOTAL	- 45.116	- 50.967	1.948.876	2.034.321	2.109.539	-.02086	-.02505	-.02409	-.02292	-.02643	- 50.795	- 48.327	- 55.731

1. Si les taux de migration par âge les plus récents sont jugés exacts, il suffit des colonnes (1), (3), (5), (6), (9) et (12).
2. Naissances vivantes : non comprises dans le total.

Instructions pour remplir la feuille de calcul n° 8.

Projection du taux de migration par âge :

Colonnes 1, 2 et 3. — Les mêmes que (1), (2) et (3) de la feuille de calcul n° 7.

Colonnes 4, 5 et 6. — Indiquer la population en 1950, 1955 et 1960 respectivement. (Si l'on ne dispose pas de chiffres pour la population de 1955, utiliser la méthode décrite dans la feuille de calcul n° 9.) Indiquer à la première ligne les naissances vivantes au cours des cinq années suivant l'année du dénombrement de la population et, pour 1960, faire une projection des naissances futures (cf. Section B, Chapitre VI).

Colonne 7. — Pour chaque groupe d'âge, diviser la colonne (2) par la colonne (4) pour obtenir le pourcentage de chaque migration de groupe d'âge entre 1950 et 1955 (c'est-à-dire les taux de migration spécifique par âge 1950 et 1955).

Colonne 8. — Diviser pour chaque groupe d'âge, la colonne (3) par la colonne (5) pour obtenir les pourcentages de chaque groupe d'âge migrant entre 1955 et 1960 (c'est-à-dire les taux de migration par âge 1955-1960).

Colonnes 9, 10 et 11. — Les taux des colonnes (7) et (8) sont extrapolés pour s'appliquer à 1960-65, en suivant les mêmes méthodes que dans les colonnes (4), (5) et (6) de la feuille de calcul n° 7. Dans la colonne (9), on suppose que le taux de migration par âge des cinq années précédentes s'applique à la période de projection. La colonne (10) se rapporte à la moyenne des taux par âge des deux périodes quinquennales précédentes. La colonne (11) s'obtient en extrapolant arithmétiquement les taux de (7) et (8).

Colonne 12. — C'est la première série d'estimations de la migration nette de cette feuille de calcul. On l'obtient en multipliant la colonne (6) par la colonne (9), de façon à connaître le nombre estimé de migrants dans chaque groupe d'âge pour la période de projection 1960-65.

Colonne 13. — C'est la seconde série d'estimations. On l'obtient en multipliant pour chaque groupe d'âge la colonne (6) par la colonne (10).

Colonne 14. — C'est la troisième série d'estimations. On l'obtient en multipliant la colonne (6) par la colonne (11).

Les chiffres de chacune des trois dernières colonnes sont décalés d'une rangée pour correspondre à la fin de la période de projection.

FEUILLE DE CALCUL N° 9
PROJECTION DES TAUX DE MIGRATION PAR AGE

Groupes d'âge	Migration		Population à l'exclusion de la migration			Taux de migration par âge		Taux de migration projeté			Migration nette 1960-1965		
	nette 1950-55	nette 1955-60	1955	1960	1965	1950-55 (2 : 4)	1955-60 (3 : 5)	Taux les plus récents	Taux moyens	Taux d'extrapolation arithmétique	(6) × (9)	(6) × (10)	(6) × (11)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
Moins de 5	- 3.537	- 4.005	209.388	216.361	214.380	-.01689	-.01851	-.01851	-.01770	-.02031	- 3.968	- 3.795	- 4.354
5 à 9	- 2.966	- 3.756	206.977	207.371	209.574	-.01433	-.01811	-.01811	-.01622	-.02189	- 3.795	- 3.399	- 4.588
10 à 14	- 1.016	- 1.561	203.866	203.379	202.984	-.00498	-.00768	-.00768	-.00633	-.01038	- 1.559	- 1.285	- 2.107
15 à 19	- 6.201	- 7.534	193.731	201.897	200.869	-.03201	-.03732	-.03732	-.03467	-.04263	- 7.496	- 6.964	- 8.563
20 à 24	- 8.992	- 10.293	184.225	186.011	192.789	-.04881	-.05534	-.05534	-.05208	-.06187	- 10.669	- 10.040	- 11.928
25 à 29	- 12.431	- 13.879	170.336	173.551	174.031	-.07298	-.07997	-.07997	-.07648	-.08696	- 13.917	- 13.310	- 15.134
30 à 34	- 8.006	- 9.037	151.793	156.184	157.932	-.05274	-.05786	-.05786	-.05530	-.06298	- 9.138	- 8.734	- 9.947
35 à 39	- 3.412	- 4.040	134.297	141.774	145.070	-.02541	-.02850	-.02850	-.02696	-.03159	- 4.134	- 3.911	- 4.583
40 à 44	- 766	- 891	122.649	128.320	135.034	-.00625	-.00694	-.00694	-.00660	-.00763	- 937	- 891	- 1.020
45 à 49	- 687	- 752	113.435	118.422	123.819	-.00580	-.00635	-.00635	-.00608	-.00690	- 786	- 753	- 854
50 à 54	- 102	- 140	103.036	112.732	112.657	-.00099	-.00124	-.00124	-.00112	-.00149	- 140	- 126	- 168
55 à 59	- 100	- 157	82.697	96.274	105.307	-.00121	-.00163	-.00163	-.00142	-.00205	- 172	- 150	- 216
60 à 64	+ 544	+ 1.186	63.168	74.701	86.928	+ .00861	+ .01588	+ .01588	+ .01225	+ .02315	+ 1.380	+ 1.065	+ 2.012
65 à 69	+ 1.381	+ 2.609	47.178	55.136	65.673	+ .02927	+ .04732	+ .04732	+ .03830	+ .06537	+ 3.108	+ 2.515	+ 4.293
70 à 74	+ 987	+ 1.036	37.231	39.143	46.548	+ .02651	+ .02647	+ .02647	+ .02649	+ .02643	+ 1.232	+ 1.233	+ 1.230
75 et au-dessus	+ 188	+ 247	46.157	49.250	52.153	+ .00407	+ .00502	+ .00502	+ .00455	+ .00597	+ 262	+ 237	+ 311
TOTAL	- 45.116	- 50.967	2.075.164	2.160.506	2.225.739	-.02174	-.02359	-.02359	-.02267	-.02544	- 50.729 ¹	- 48.308 ¹	- 55.626 ¹

1. Total de la colonne (n'est pas obtenu en multipliant le taux de migration projeté par le total de la colonne 6).

Instructions pour remplir la feuille de calcul n° 9.

Projection des taux de migration par âge :

Si l'on ne possède pas de comptages ou d'estimations exactes pour 1955, mais seulement pour 1950-1960, les taux par âge peuvent alors être liés à la population de 1955 (projetée), non compris la migration, et à la population de 1960 (à l'exclusion de la migration).

Colonnes 1, 2 et 3. --- Les mêmes que dans les deux feuilles précédentes, avec cette différence que la ligne concernant les naissances n'est plus nécessaire, car nous nous occupons maintenant de la fin des périodes.

Colonne 4. --- Les chiffres pour la « population de 1955 à l'exclusion de la migration », peuvent être obtenus en corrigeant la population de 1950 par les taux appropriés de survie (1).

Colonne 5. --- Les chiffres pour « la population de 1960 à l'exclusion de la migration », peuvent être obtenus en soustrayant la migration de 1955-1960 du comptage de la population de 1960 pour chaque groupe d'âge (2).

Colonne 6. --- Les chiffres pour « la population de 1955 à l'exclusion de la migration » peuvent être obtenus en corrigeant les comptages de 1960, y compris les naissances vivantes estimées entre 1960 et 1965 (3), par les taux appropriés de survie (4).

Colonnes 7 à 14. --- Les mêmes que dans la feuille de calcul n° 8.

(1) Pour obtenir ces taux, cf. Section 5, Chapitre VI.

(2) Si l'on dispose des comptages de 1955, et qu'on les corrige par les taux appropriés de survie, les résultats seront vraisemblablement légèrement différents de ceux de la colonne (5). S'il en est ainsi, ce n'est pas seulement parce que les taux de survie ne sont que des estimations de la survie effective, mais aussi parce qu'ils se rapportent à la population vivant dans la région au début de la période et qu'ils tiennent donc compte de la mortalité des émigrants et qu'ils ne tiennent pas compte de celle des immigrants. Pour une étude détaillée de cet aspect de l'utilisation des taux de survie, cf. S. C. Lee & Cie, *Population Redistribution and Economic Growth United States 1870-1950*, Vol. 1, The American Philosophical Society, Philadelphie, 1957.

(3) Pour les méthodes de projection des naissances, cf. Section B, Chapitre VI.

(4) Pour obtenir ces taux, cf. Section C, Chapitre VI.

Seconde méthode pour la projection des migrations.

Ainsi qu'il a déjà été expliqué, la migration nette totale au cours de la période de projection peut être obtenue sous forme de la différence entre les mouvements de population projetés (ΔP) et l'accroissement naturel projeté N_1 . Afin de répartir cette migration entre chaque groupe d'âge de la population (c'est-à-dire pour obtenir les chiffres de la colonne (5) de la feuille de calcul n° 6, et suivant la seconde méthode de projection de la population), il est nécessaire de disposer d'une série de taux traduisant la répartition probable par âge de la migration au cours de la période de projection. On peut obtenir cette série de pourcentages de deux manières :

Si l'on possède une ventilation de la migration par âge pour les années passées (statistiques ou estimations) (1), pour des niveaux (taux annuels, par exemple) de migration comparables au niveau de la migration future estimée (2) une série de ces pourcentages, ou une série obtenue en faisant la moyenne de tous les pourcentages pour chaque groupe d'âge, peut être appliqué à la migration totale estimée pour la période de projection, afin d'obtenir les valeurs de la migration par âge de la colonne (5), de la feuille de calcul n° 6. A titre d'exemple, supposons que l'importance de la population totale de la zone hypothétique de la feuille de calcul n° 6 en 1955 soit de 1.943.734, tandis qu'en 1960 elle est estimée à 2.024.711, comme indiqué sur cette feuille de calcul. Au moyen d'une extrapolation géométrique linéaire, la population estimée atteindra 2.109.748 personnes en 1965. Les mouvements de population projetés entre 1960 et 1965 seront donc égaux à $2.109.748 - 2.024.711 = 85.037$ (ΔP). En nous reportant à la feuille n° 6, nous trouvons maintenant que l'accroissement naturel (N_1) entre 1960 et 1965 peut être estimé à $2.152.349 - 2.024.711 = 127.638$, soit $\Sigma(4) - \Sigma(2)$. La migration totale projetée pour 1960-1965, qui est donnée par l'équation $M = \Delta P - N_1$, est donc égale à $85.037 - 127.638 = -42.601$ personnes.

Supposons maintenant que la répartition relative par âge de la migration pendant la période 1955-1960 soit indiquée par les statistiques des migrations ou par des estimations faites suivant les méthodes décrites au chapitre II de la deuxième partie et que ces chiffres soient les mêmes que ceux de la colonne (2)

(1) Une méthode estimant les migrations passées par âge et sexe est exposée dans le chapitre II de la deuxième partie.

(2) Le niveau de migration L_m au cours d'une période déterminée peut être obtenu par substitution directe dans la formule :

$$L_m = \frac{M}{P_0 t}$$

dans laquelle M représente la migration nette totale et P_0 la population totale au début de la période.

du tableau IV. Si chaque pourcentage est appliqué ensuite à la migration totale projetée (— 42.601) (1), on obtiendra la répartition estimée par âge de la migration totale comme dans la colonne (3) du tableau IV. Cette colonne peut être ensuite mise à la place de la colonne (5) dans la feuille de calcul n° 6.

TABLEAU IV
RÉPARTITION DE L'ÉMIGRATION TOTALE PROJETÉE
SELON DES GROUPES D'ÂGE
À L'AIDE D'UNE VENTILATION HYPOTHÉTIQUE PAR ÂGE

Groupe d'âge	Répartition de la migration par âge 1955-1960	Migration 1960-1965
(1)	(2)	(3)
Moins de 5 ans	— 5,5	— 2.343
5 à 9	— 7,9	— 3.365
10 à 14	— 5,1	— 2.173
15 à 19	— 14,8	— 6.305
20 à 24	— 21,0	— 8.946
25 à 29	— 27,4	— 11.672
30 à 34	— 18,0	— 7.668
35 à 39	— 8,1	— 3.451
40 à 44	— 1,8	— 767
45 à 49	— 1,5	— 639
50 à 54	— 0,3	— 128
55 à 59	— 0,3	— 128
60 à 64	+ 2,7	+ 1.150
65 à 69	+ 6,1	+ 2.599
70 à 74	+ 2,4	+ 1.022
75 et au-dessus	+ 0,5	+ 213
<i>Total</i>	—100,0	—42.601

Si on ne dispose pas d'une répartition appropriée de la migration par âge, la migration totale estimée peut être ventilée en ses composantes d'âge à l'aide des pourcentages appropriés du tableau V (2). Si, par exemple, on constate que le niveau de la migration est de 1,25 % par an, on peut supposer que sa répartition relative par âge correspond aux pourcentages indi-

(1) L'hypothèse admise en l'occurrence est que la répartition relative par âge de la migration entre 1960 et 1965 sera la même qu'entre 1955 et 1960.

(2) Ces pourcentages sont extraits d'une étude sur la migration inter-États de la population noire aux États-Unis pendant les décennies de 1910, 1920, 1930 et 1940. Cette étude a été faite par l'auteur avec l'aide de Mr John F. SMITH. Elle a été faite sous la surveillance de Mr E. J. EBERLING, Chief Research and Statistics Section, Tennessee Department of Employment Security. On a constaté en particulier que l'écart absolu moyen et l'écart type de ces pourcentages ne sont pas seulement relativement faibles mais aussi qu'ils diminuent lorsque la migration augmente.

qués à la colonne (3) du tableau V. Si, comme dans l'exemple numérique précédent, on constate que le niveau de la migra-

tion projeté est de 0,42 % par an : $\frac{42.601}{5(2.024.711)}$

L'estimateur pourra soit négliger complètement la migration (c'est-à-dire en supposant que la population présente en 1965 correspondra à celle de la colonne (4) de la feuille de calcul 6), soit utiliser les pourcentages du niveau le plus rapproché, en l'occurrence la colonne (2) du tableau V.

TABLEAU V
RÉPARTITION TYPE PAR AGE DE LA MIGRATION
PAR NIVEAU DE MIGRATION (1)

Groupe d'âge (fin de la période)	Niveaux			
	0,5 - 1	1 - 1,5	1,5 - 2,5	2,5 - 3
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Moins de 15 ans ..	20,8	19,5	23,3	24,3
15 à 24	24,1	27,0	22,2	22,7
25 à 44	50,3	46,4	45,7	43,2
45 à 64	2,9	6,3	7,7	8,6
65 et plus	1,9	1,8	1,1	1,2
<i>Total</i>	100,0	100,0	100,0	100,0

Il convient de noter deux choses : tout d'abord les tranches d'âge du tableau V ne sont pas des intervalles de cinq ans comme dans la feuille de calcul n° 6 (2). L'utilisation des pourcentages correspondants donnera donc des estimations de l'importance de la migration par groupe d'âge qui seront supérieures à celles de la feuille de calcul 6. Il sera donc nécessaire de combiner les groupes d'âge de la colonne (4) de la feuille de calcul n° 6 pour qu'ils correspondent à la ventilation par âge de la migration estimée et l'estimation finale de la population devra être exprimée en fonction des tranches d'âge du tableau V. Par exemple, le total des postes des trois premières lignes de la colonne (4) de la feuille de calcul n° 6 sera considéré comme indiquant la population de moins de 15 ans en

(1) Par niveaux de migration, on entend le pourcentage que représente la migration annuelle moyenne pendant une période déterminée par rapport à la population au début de la période.

(2) Ce groupement a principalement pour objet de réduire les effets des variations aléatoires.

1965 (à l'exclusion de la migration). tandis que les lignes 4 et 5 donneront le même renseignement pour les tranches de 15 à 24, etc. (1).

Il convient de noter, en outre, que le tableau V ne donne pas la ventilation par sexe de la répartition type de la migration par âge. La raison en est que la répartition de migration entre les sexes dépend vraisemblablement dans une très large mesure des facteurs institutionnels et, en conséquence, elle varie sensiblement d'une région du monde à l'autre. Aux Etats-Unis, on a constaté par exemple que dans pratiquement tous les états la migration nette totale était répartie assez également entre les deux sexes, de sorte que si chaque pourcentage du tableau V est réduit de moitié, le tableau ainsi obtenu indiquera la répartition approximative par âge de la migration pour les hommes ou pour les femmes. L'estimateur devra décider lui-même de la façon de répartir ces pourcentages entre les deux sexes sur la base de ses propres connaissances des conditions qui existent dans la région considérée.

(1) Si néanmoins il est nécessaire de faire l'estimation de 1965 par tranches de 5 ans d'âge, il pourrait être utile pour éviter une inexactitude importante de répartir la migration estimée des tranches d'âge supérieures d'une manière égale entre ses composantes quinquennales.

CHAPITRE IV

Méthode simplifiée de projection démographique par âge et sexe

Dans de nombreux cas, l'hypothèse formulée pour les migrations dans les projections des composantes démographiques est que les taux de migration par âge et sexe des années récentes se maintiendront au cours de la période de projection (1). En outre, bien souvent, on peut supposer que les taux actuels de fécondité et de mortalité se maintiendront pendant la période de projection (2). Si ces hypothèses sont considérées comme acceptables pour une projection démographique, les calculs deviennent non seulement plus simples à faire mais peuvent être effectués sans qu'il soit nécessaire de connaître les taux de fécondité, mortalité et migration par âge. Il est évident qu'une telle simplification est surtout utile dans les pays sous-développés où les registres des naissances et des décès ainsi que d'émigration font complètement défaut ou sont totalement insuffisants.

Cette méthode simplifiée est décrite dans la feuille de calcul n° 10 ci-dessous. Avec cette méthode il suffit de connaître la répartition par âge et sexe de la population lors des deux précédents recensements. Nous savons que pour faire passer chaque groupe d'âge du premier recensement dans le groupe d'âge approprié du second recensement il faut opérer une correction pour la mortalité et la migration. Le taux combiné de correction peut ainsi être obtenu en divisant le groupe d'âge déterminé lors du second recensement par le groupe d'âge correspondant du premier recensement. Par exemple, supposons, comme dans la feuille de calcul n° 10, que les deux recensements ont été effectués en 1940 et 1950; le taux de cor-

(1) Comme dans la colonne (4) de la feuille de calcul n° 7 et la colonne (9) des feuilles de calcul n° 8 et n° 9 du chapitre précédent.

(2) En particulier lorsque la période de projection est relativement courte.

rection combiné pour le groupe d'âge masculin « 20 à 24 » de 1940 peut être obtenu en divisant le groupe d'âge masculin 1950 (30 à 34) par le groupe d'âge « 20 à 24 » de 1940, ce qui donne 0,5950. On peut donc dire que si les conditions de mortalité et de migration pour le groupe d'âge « 20 à 24 » sont analogues au cours des 10 années qui suivent 1950 à celles des 10 années écoulées, nous constatons que 59,50 % du groupe d'âge masculin « 20 à 24 » de 1950 survivront et resteront dans le pays ou la région pour devenir le groupe « 30 à 34 » en 1960. Ainsi donc, en multipliant le groupe d'âge masculin « 20 à 24 » par 0,5950, on obtient une estimation du groupe d'âge 30 à 34 en 1960 (1) (2).

Il convient de noter qu'on obtiendrait le même résultat en se servant des taux de survie 1940-1950 pour corriger les groupes d'âge 1950 et en tenant compte ensuite de la migration en se servant des taux de migration par âge de 1940-1950.

Le principal inconvénient de cette méthode réside dans le fait que si elle permet de faire des projections démographiques par âge, sexe ou toute autre répartition, elle ne révèle ni la répartition probable par âge de la migration ni l'importance probable de la migration et de l'accroissement naturel. Cependant, si ces taux existent pour la période de référence, ils peuvent être considérés comme les taux supposés pour la période de projection car, comme le lecteur se le rappellera, les hypothèses de base qui sont à l'origine de cette méthode impliquent explicitement ce fait. Si de telles statistiques font défaut, il devient plus hasardeux d'estimer l'ampleur de la migration ainsi que de l'accroissement naturel et il est peut-être même impossible d'estimer la répartition par âge de la migration au moyen de cette méthode simplifiée.

Il convient de noter cependant que les mouvements probables de population ΔP , ressortent facilement des résultats donnés par cette méthode, de sorte que si l'accroissement naturel est déterminé à part, par exemple en appliquant les taux courants trouvés dans une autre région qui est censée avoir des conditions démographiques analogues, le niveau de migration peut alors être estimé comme un résidu. De toute façon, lorsque la migration est importante, son orientation peut être déterminée par une comparaison des taux de correction avec les taux de survie, tels qu'ils ont été déterminés dans une table de mortalité récente d'un pays censé avoir une mortalité analogue. Si les taux de correction sont nettement plus élevés que les taux de la table de mortalité, c'est qu'il y a eu une immigration. S'ils sont sensiblement plus faibles, c'est qu'il y a eu une émigration.

(1) Les erreurs des comptages des deux recensements pendant la période de référence peuvent influencer cette estimation.

(2) Ces taux sont parfois appelés « taux de migration-survie ».

FEUILLE DE CALCUL N° 10
PROJECTION SIMPLIFIÉE
DE LA POPULATION MASCULINE PAR AGE
1950 - 1960

Groupe d'âge	Population avril 1940	Population avril 1950	Taux de correction 1940-1950	Population avril 1960
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Moins de 5 ans	260.494	239.511	0,6626	201.377
5 à 9	249.612	195.380	0,6021	164.572
10 à 14	227.028	172.596	0,5947	158.700
15 à 19	168.402	135.014	0,6508	117.638
20 à 24	142.411	150.294	0,5950	102.643
25 à 29	119.572	109.588	0,6560	97.811
30 à 34	101.527	84.738	0,5619	80.333
35 à 39	94.343	78.442	0,5646	71.890
40 à 44	79.391	57.043	0,5261	47.614
45 à 49	63.045	53.262	0,4910	44.288
50 à 54	44.072	41.767	0,6314	30.010
55 à 59	33.335	30.955	0,4382	26.152
60 à 64	33.961	27.825	0,2402	26.372
65 à 69				13.564
70 à 74	41.374	34.360	0,2802	6.684
75 et au-dessus				9.328
<i>Total</i>	1.658.567	1.410.775		1.199.276

FEUILLE DE CALCUL N° 11
PROJECTION SIMPLIFIÉE
DE LA POPULATION FÉMININE PAR AGE
1950 - 1960

Groupe d'âge	Population avril 1940	Population avril 1950	Taux de correction 1940-1950	Population avril 1960
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Moins de 5 ans	253.434	230.271	0,6170	193.490
5 à 9	236.567	185.497	0,6608	156.159
10 à 14	203.879	156.362	0,6951	142.077
15 à 19	174.049	156.319	0,6311	122.576
20 à 24	134.530	141.711	0,5833	108.687
25 à 29	126.912	109.844	0,6127	98.653
30 à 34	104.035	78.469	0,5851	82.660
35 à 39	94.933	77.753	0,5411	67.301
40 à 44	77.319	60.875	0,5582	45.912
45 à 49	59.511	51.369	0,4634	42.072
50 à 54	45.786	43.157	0,5765	33.980
55 à 59	32.936	27.576	0,3825	23.804
60 à 64	33.532	26.395	0,2656	24.880
65 à 69				10.548
70 à 74	44.029	34.495	0,2950	7.011
75 et au-dessus				10.176
<i>Total</i>	1.621.452	1.380.093		1.169.986

Instructions pour remplir les feuilles de calcul n° 10 et n° 11.

Projection simplifiée de la population masculine et féminine par âge.

Les feuilles de calcul n° 10 et n° 11 donnent un exemple de la méthode simplifiée décrite dans les pages précédentes. Dans la feuille de calcul n° 10, on fait une projection de la population masculine par âge jusqu'en 1960, sur la base des comptages de population de 1940 et 1950. Dans la feuille de calcul n° 11, on fait des projections similaires pour la population féminine. Les calculs sont donc identiques.

Colonne 1. — Diviser la population en tranches d'âge appropriées. (En l'occurrence, on a utilisé des tranches d'âge de 5 ans, mais lorsque la période de projection est de 10 ans, les groupes d'âge peuvent être classés en tranches de 10 ans.)

Colonne 2. — En face de chaque groupe d'âge de la colonne (1), porter le nombre indiqué lors du premier recensement. (En l'occurrence 1950.)

Colonne 3. — En face de chaque groupe d'âge de la colonne (1), porter le nombre indiqué par le second recensement. (En l'occurrence 1940.)

Colonne 4. — Diviser chaque nombre de la colonne (3) par le nombre indiqué pour le groupe d'âge de 10 ans plus jeune de la colonne (2), et porter le résultat sur la même ligne que le diviseur de la colonne (2). Par exemple, pour le groupe d'âge 10 à 14 de 1940, diviser leur nombre (172.596) par le nombre indiqué en 1950 pour le groupe « moins de 5 » (260.491), ce qui donne 0,6626, chiffre qui est maintenant porté à la colonne (4) sur la ligne correspondant à « moins de 5 ». Ce taux de correction 0,6626 signifie que, en faisant abstraction des erreurs de recensement, 66,26 % de ceux qui avaient moins de 5 ans en 1940 ont survécu et vivaient encore en 1950, c'est-à-dire au moment où ils atteignaient le groupe d'âge « 10 à 14 ».

Colonne 5. — Si l'on admet que les taux de mortalité et de migration par âge sont les mêmes pour les périodes 1940-1950 et 1950-1960, les taux obtenus dans la colonne (4) devraient s'appliquer à la période 1950-1960. En conséquence, il faut multiplier le chiffre de chaque groupe d'âge de 1950 (ligne de la colonne (3)) par le taux de correction de la même ligne de la colonne (4) et porter le résultat deux lignes plus bas dans la colonne (5), ce qui indique l'âge de la cohorte à la fin de la période, c'est-à-dire en 1960. Par exemple, on a constaté que 66,26 % du groupe « moins de 5 ans » de 1940 ont survécu et sont restés jusqu'en 1950 pour atteindre le groupe d'âge « 10 à 14 ». En se fondant sur cette hypothèse d'une mortalité et migration constantes, on peut estimer que de nouveau 66,26 % du groupe d'âge « moins de 5 » de 1950 (239.511) ont survécu et

vivaient encore en 1960 dans le groupe d'âge « 10 à 14 ». En conséquence, le nombre d'enfants de sexe masculin estimé en 1960 pour le groupe d'âge « 10 à 14 » devrait s'élever à 158.700.

Il convient de noter que les deux premières lignes de la colonne (5) n'ont pas encore été remplies. Cependant, en admettant que les taux de fécondité resteront sensiblement identiques (1), la proportion d'enfants des deux premiers groupes d'âge par rapport aux femmes en âge de procréer (15 à 45 ans par exemple) restera à peu près la même en 1950 et 1960. Par exemple, on a constaté que le rapport entre les enfants du sexe masculin de « moins de 5 ans » et les femmes de « 15 à 44 ans » était de 38,3 %. On suppose donc qu'en 1960 ce rapport restera le même et en conséquence que le groupe d'âge de « moins de 5 ans » sera égal à 38,3 % de 525.789, soit 201.377. On procède de la même façon pour le groupe d'âge de 5 à 9 ans.

(1) Cette hypothèse n'est pas absolument indispensable pour cette méthode. Si les taux de fécondité sont déterminés par une autre méthode, ils peuvent facilement faire l'objet d'une projection et les résultats sont corrigés par les taux de survie (même approximatifs) de manière à obtenir les deux premiers groupes d'âge en 1960.

CHAPITRE V

Estimation et projection du nombre de personnes atteignant tous les ans un âge déterminé

La méthode des composantes pour les projections démographiques décrite dans le présent manuel donne des estimations de la population par sexe pour les groupes d'âge quinquennaux, à intervalles de 5 ou 10 ans. Cependant, il peut se révéler nécessaire pour l'analyste d'estimer et de projeter une seule année d'âge sur plusieurs années pendant une période déterminée. Par exemple, les autorités responsables peuvent avoir besoin de connaître le nombre de personnes atteignant l'âge d'électeur pour des élections passées et lors des élections futures. Il peut aussi être nécessaire de connaître approximativement le nombre d'enfants atteignant l'âge de la scolarité obligatoire, d'entrée au collège ou dans l'industrie, ou au service militaire obligatoire.

En ce qui concerne les années pour lesquelles on publie un comptage de recensement ou bien pour lesquelles on fait des estimations, ou encore des projections exactes par groupes d'âge quinquennaux (1), on peut facilement calculer le nombre approximatif de personnes d'un âge déterminé en appliquant une « formule » simple au groupe d'âge quinquennal considéré. Pour les années intermédiaires, il est nécessaire d'employer une méthode légèrement plus compliquée. Dans le présent chapitre, on va décrire une méthode pour chacune de ces deux situations.

(1) Il convient de noter que dans de nombreux recensements, les comptages par année d'âge ne sont faits que pour les groupes les plus jeunes et les plus importants.

Estimation des effectifs d'une seule année d'âge à partir d'un groupe d'âge de 5 ans.

Une méthode simple, qui donne généralement des résultats satisfaisants, est fondée sur la formule d'ajustement conçue par Sprague, et dont Clover a déduit certains coefficients (1). Ces coefficients ou « multiplicateurs de Sprague » servent à déterminer les effectifs par année d'âge à l'intérieur d'un groupe d'âge quinquennal donné, d'après l'effectif de ce groupe quinquennal et celui de certains groupes quinquennaux voisins (2).

Il convient tout d'abord de noter que cette méthode perd de son exactitude s'il y a lieu de penser que les naissances au cours des années de naissance de la cohorte qui contient l'année l'âge en question sont complètement différentes de celles des années voisines ou si les taux de mortalité ou de migration de cette année d'âge ont été sensiblement différents de ceux des autres membres du groupe d'âge quinquennal; dans ce cas on peut avoir intérêt à se servir d'une technique plus complexe qui nécessite des données exactes sur les naissances, ainsi que des taux de survie et de migration par année d'âge. Malheureusement cependant, la plupart des pays sous-développés à l'intention desquels a été rédigé ce manuel ne possèdent pas de telles données. La méthode qui fait appel aux multiplicateurs de Sprague peut donc se révéler la seule chose possible.

Lorsque l'on emploie les multiplicateurs de Sprague pour estimer le nombre de personnes d'un âge déterminé à partir de listes ouvertes de groupes d'âge quinquennaux, la ventilation des effectifs des deux derniers groupes d'âge en composantes d'année unique présente quelque difficulté (3). En conséquence, pour la clarté des explications, l'accent sera mis tout d'abord sur les estimations qui excluent les deux derniers groupes d'âge dans les listes ouvertes.

Les multiplicateurs de Sprague utilisés en l'occurrence sont classés dans le tableau VI ci-dessous en trois « tables ». La première table, intitulée « première table extrême », s'applique au groupe d'âge de « moins de 5 ans ». La seconde table, intitulée « deuxième table extrême » s'applique au groupe d'âge de « 5 à 9 ». La dernière table, intitulée « table intermédiaire » (4) est utilisée conjointement avec les autres groupes d'âge quinquennaux, sauf les deux derniers.

(1) Cette méthode a été exposée par A. J. JAFFE dans *Handbook of Statistical Methods for Demographers*, op. cit. pp. 94-96. Il est fait mention des coefficients tirés par GLOVER de la formule de SPRAGUE, qui est expliquée par J. W. GLOVER lui-même dans *United States Life Tables* (U.S. Bureau of the Census, Washington 1921), pp. 344 et 345.

(2) Nations Unies, *Méthodes de projection démographique par sexe et âge*, op. cit. p. 73.

(3) Pour ces difficultés, et les façons de la résoudre, cf. l'étude A. J. JAFFE sur les Multiplicateurs de Sprague dans *Handbook of Statistical Methods for Demographers*, op. cit. pp. 94-96.

(4) Elle est appelée « table intermédiaire » parce qu'elle se trouve au milieu des cinq tables du tableau complet des multiplicateurs de Sprague.

TABLEAU VI

LISTE PARTIELLE DES MULTIPLICATEURS DE SPRAGUE

	N_1	N_2	N_3	N_4	N_5
<i>Première table extrême</i>					
n_1	+ 0,3616	— 0,2768	+ 0,1488	— 0,0336	—
n_2	+ 0,2640	— 0,0960	+ 0,0400	— 0,0080	—
n_3	+ 0,1840	+ 0,0400	— 0,0320	+ 0,0080	—
n_4	+ 0,1200	+ 0,1360	— 0,0720	+ 0,0160	—
n_5	+ 0,0704	+ 0,1968	— 0,0848	+ 0,0176	—
<i>Deuxième table extrême</i>					
n_1	+ 0,0336	+ 0,2272	— 0,0752	+ 0,0144	—
n_2	+ 0,0080	+ 0,2320	— 0,0840	+ 0,0080	—
n_3	— 0,0080	+ 0,2160	— 0,0080	+ 0,0000	—
n_4	— 0,0160	+ 0,1840	+ 0,0400	— 0,0080	—
n_5	— 0,0176	+ 0,1408	+ 0,0912	— 0,0144	—
<i>Table intermédiaire</i>					
n_1	— 0,0128	+ 0,0848	+ 0,1504	— 0,0240	+ 0,0016
n_2	— 0,0016	+ 0,0144	+ 0,2224	— 0,0416	+ 0,0064
n_3	+ 0,0064	— 0,0336	+ 0,2544	— 0,0336	+ 0,0064
n_4	+ 0,0064	— 0,0416	+ 0,2224	+ 0,0144	— 0,0016
n_5	+ 0,0016	— 0,0240	+ 0,1504	+ 0,0848	— 0,0128

Pour les deux premiers groupes d'âge quinquennaux, N_1 désigne l'effectif du premier groupe d'âge (moins de 5), N_2 l'effectif du second groupe d'âge (5 à 9), etc. Les effectifs de chacune des cinq années d'âge compris dans les groupes d'âge quinquennaux sont désignés par n_1 , n_2 , n_3 , n_4 et n_5 , respectivement. Pour le groupe d'âge quinquennal, moins de 5 par exemple, n_1 se rapporte au nombre d'enfants de « moins de 1 an, n_2 au nombre d'enfants de 1 an, n_3 au nombre d'enfants de 2 ans, etc.

Pour estimer l'effectif au cours d'une année d'âge donnée, par exemple 4 ans, il est nécessaire de multiplier n_1 par n_4 , c'est-à-dire les effectifs des quatre premiers groupes d'âge quinquennaux, par les coefficients de la ligne appropriée de la table correspondante, en l'occurrence la ligne correspondant à n_5 dans la première table; on totalise ensuite les résultats.

A titre d'exemple, supposons que l'on ait décompté exactement la population masculine de la République Dominicaine en 1950 par groupe d'âge quinquennaux au cours du recensement effectué en 1950 comme indiqué dans le tableau VII ci-dessous. Supposons, en outre, que l'on veuille estimer le nombre d'enfants du sexe masculin ayant atteint l'âge de 4 ans et de 7 ans au cours de cette année.

TABLEAU VII

POPULATION MASCULINE DÉNOMBRÉE
LORS DU RECENSEMENT DE 1950
EN RÉPUBLIQUE DOMINICAINE

Groupe d'âge	Population masculine
Moins de 5 ans	189.383
5 à 9	150.704
10 à 14	141.661
15 à 19	101.552
20 à 24	105.152
25 à 29	77.620
30 à 34	59.618
35 à 39	60.137
40 à 44	47.183
45 à 49	36.551
50 à 54	30.712
55 à 59	21.049
60 à 64	19.716
65 à 69	9.502
70 à 74	8.176
75 à 79	3.941
80 à 84	3.697
85 et au-dessus	3.711
<i>Total pour les hommes</i>	1.070.065

On extrait du tableau VII les valeurs suivantes de N pour les différents groupes d'âge :

$$N_1 = 189.383$$

$$N_2 = 150.704$$

$$N_3 = 141.661$$

$$N_4 = 101.552$$

Pour le nombre d'enfants du sexe masculin âgé de 4 ans, la table du tableau VI à employer est la première et la ligne à utiliser est celle de n_5 . En conséquence :

$$n_5 = 0,0704 (189.383) + 0,1968 (150.705) - 0,0848 (141.661) + 0,0176 (101.552)$$

d'où :

$$n_5 = 13.333 + 29.659 - 12.013 + 1.787$$

ou :

$$n_5 = 32.766$$

Le nombre estimé d'enfants du sexe masculin âgés de 4 ans dans la République Dominicaine en 1950 est donc égal à 32.766

Pour le nombre d'enfants du sexe masculin âgés de 7ans, il faut employer la seconde table et la ligne est celle de n_3 (car

7 ans est par ordre d'importance la troisième année du groupe 5 à 9). Le nombre estimé de ces enfants est donc :

$$n_3 = -0,0080 (189.383) + 0,2160 (151.704) \\ - 0,0080 (141.661) + 0,0000 (101.552)$$

d'où :

$$n_3 = -1.515 + 32.552 - 1.133 = 29.904$$

Pour tous les autres groupes d'âge quinquennaux, sauf les deux derniers, la méthode à employer pour estimer l'effectif d'une seule année d'âge est à peu près analogue à celle qui vient d'être expliquée. Pour ces groupes, cependant, il faut employer la troisième table (table intermédiaire). En outre, l'effectif du groupe d'âge quinquennal dont fait partie l'année d'âge considérée est toujours désigné par N_3 . Les effectifs des deux précédents groupes d'âge sont désignés par N_2 et N_1 , et ceux des groupes d'âge suivants par N_4 et N_5 . Par exemple, si l'année d'âge dont on veut estimer l'importance est 12, on désigne par N_3 l'effectif du groupe d'âge quinquennal, « 10 à 14 », par N_2 et N_1 les effectifs des groupes d'âge précédents « 5 à 9 » et « moins de 5 ans », respectivement, tandis que les effectifs des groupes d'âge suivants « 15 à 19 » et « 20 à 24 », sont représentés par N_4 et N_5 , respectivement. Cependant, les effectifs de chaque année d'âge dans un groupe d'âge quinquennal donné sont toujours désignés par $n_1, n_2, \dots, n_5$, comme auparavant.

Si l'on veut, par exemple, estimer le nombre d'hommes de 21 ans à partir du recensement de 1950 de la République Dominicaine (tableau VII), il est nécessaire de procéder de la façon suivante :

Le groupe d'âge quinquennal approprié est 20 à 24 et son importance est donc désignée par N_3 . Il s'ensuit donc que :

$$N_1 = 10 \text{ à } 14 = 141.661 \\ N_2 = 15 \text{ à } 19 = 101.552 \\ N_3 = 20 \text{ à } 24 = 105.152 \\ N_4 = 25 \text{ à } 29 = 77.620 \\ N_5 = 30 \text{ à } 34 = 59.618$$

En outre, comme l'année d'âge 21 ans est la seconde du groupe, son importance est désignée par n_2 , qui indique la ligne correspondante de la troisième table des multiplicateurs de Sprague. En conséquence :

$$n_2 = -0,0016 (141.661) + 0,0144 (101.552) \\ + 0,224 (105.152) - 0,416 (77.620) \\ + 0,0064 (59.618)$$

ou

$$n_2 = -227 + 1.462 + 23.368 - 3.229 + 382 = 21.774$$

et le nombre estimé d'hommes de 21 ans dans la République Dominicaine en 1950 était de 21.774.

TABLEAU VIII

CALCUL DE L'EFFECTIF DES DIFFÉRENTES ANNÉES D'AGE
POUR LA POPULATION MASCULINE AGÉE DE MOINS DE 20 ANS
DANS LA RÉPUBLIQUE DOMINICAINE EN 1950

Age	f (N ₁)	f (N ₂)	f (N ₃)	f (N ₄)	f (N ₅)	Total
Moins de 1	+ 68.481	— 41.715	+ 21.079	— 3.412	—	44.433
1	+ 49.997	— 14.468	+ 5.666	— 812	—	40.383
2	+ 34.846	+ 6.028	— 4.533	+ 812	—	37.153
3	+ 22.726	+ 20.496	— 10.200	+ 1.625	—	34.647
4	+ 13.333	+ 29.659	— 12.013	+ 1.787	—	32.766
5	+ 6.363	+ 34.240	— 10.653	+ 1.462	—	31.412
6	+ 1.515	+ 34.963	— 6.800	+ 812	—	30.490
7	— 1.515	+ 32.552	— 1.333	+ 0	—	29.904
8	— 3.030	+ 27.730	+ 5.666	— 812	—	29.554
9	— 3.333	+ 21.219	+ 12.919	— 1.462	—	29.343
10	— 2.424	+ 12.780	+ 21.306	— 2.437	+ 168	29.393
11	— 303	+ 2.170	+ 31.505	— 4.225	+ 673	29.820
12	+ 1.212	— 5.064	+ 36.039	— 3.412	+ 673	29.448
13	+ 1.212	— 6.269	+ 31.505	+ 1.462	— 168	27.742
14	+ 303	— 3.617	+ 21.306	+ 8.612	— 1.346	25.258
15	— 1.929	+ 12.013	+ 15.273	— 2.524	+ 124	22.957
16	— 241	+ 2.040	+ 22.585	— 4.374	+ 497	20.507
17	+ 965	— 4.760	+ 25.835	— 3.533	+ 497	19.004
18	+ 965	— 5.893	+ 22.585	+ 1.514	— 124	19.047
19	+ 241	— 3.400	+ 15.273	+ 8.917	— 994	20.037

Le lecteur qui n'est pas très au courant des techniques qui viennent d'être décrites pourrait juger utile de faire des essais et d'estimer le nombre d'hommes de différentes années d'âge entre 1 et 19 ans dans la République Dominicaine en 1950. Le tableau VIII ci-dessous est destiné à faciliter la vérification des résultats.

Estimation de l'importance de l'effectif d'une seule année d'âge pour les années intercensitaires.

La méthode qui a été décrite dans la précédente section donne généralement des estimations exactes de l'importance d'une année déterminée d'âge pour les années de *recensement* ou en ce qui concerne les années pour lesquelles on possède des estimations exactes pour les groupes d'âge quinquennaux. Pour les années *intermédiaires*, il a fallu cependant utiliser une méthode différente (1). Néanmoins, les estimations obtenues par la première méthode peuvent toujours servir à vérifier les estimations obtenues pour les années intermédiaires.

Sous la forme la plus simple, la méthode recommandée ici est fondée sur la même hypothèse que celle de la feuille de calcul n° 12, où l'on s'est efforcé de déterminer le nombre de garçons atteignant l'âge de 5 ans dans la République Dominicaine entre 1950 et 1955. La logique de cette méthode peut se résumer comme suit : Les statistiques indiquent que sur 27.000 naissances vivantes en 1944 (2), 31.412 personnes ont atteint l'âge de 5 ans en 1950 (tableau VIII) (3). L'hypothèse formulée dans la feuille de calcul n° 12 est que, pendant les périodes 1945-1951, 1946-1952... 1949-1955, les taux nets de mortalité et de migration ont été analogues à ceux de la période initiale (1944-1950) pour les cinq premières années d'âge, de sorte que la même proportion de naissances vivantes d'enfants du sexe masculin en 1944 atteignant l'âge de 5 ans en 1950 est applicable aux naissances vivantes masculines de 1945 à 1949, atteignant l'âge de 5 ans en 1951-1955. Cette hypothèse sera

(1) La méthode expliquée dans la présente section nécessite l'utilisation de statistiques sur les naissances passées. Comme les différentes années présentant un intérêt particulier sont celles des groupes d'âge les plus jeunes, ces données sur les naissances ne doivent pas remonter à des périodes trop éloignées dans le passé. Cependant, s'il n'existe pas de telles données et s'il n'y a aucune raison de croire qu'elles ont varié sensiblement, une interpolation linéaire entre deux estimations de l'effectif d'une année d'âge aux deux dates peut être à conseiller.

(2) Pour plus de simplicité, on suppose que le recensement a été fait au 1^{er} janvier 1950. Si, par exemple, il avait été fait au milieu de l'année, le nombre des naissances d'enfants du sexe masculin aurait été celui qui s'est produit entre le 1^{er} juillet 1944 et le 1^{er} juillet 1945.

(3) Le fait qu'en 1950 il y a davantage d'enfants âgés de 6 ans que d'enfants nés en 1944 indique que, abstraction faite d'erreurs dans les données de base, le taux net de migration pendant la période 1944-1950 pour la cohorte en question a été positif et qu'en outre les valeurs absolues ont été supérieures aux taux de mortalité pour le même groupe pendant la même période.

abandonnée ultérieurement. Cette hypothèse permet d'estimer facilement le nombre d'enfants âgés de 5 ans en 1951-1955. La proportion des enfants du sexe masculin nés en 1944, ayant l'âge de 5 ans en 1950, est obtenue en divisant le nombre des garçons âgés de 5 ans en 1950 (31.412) par le nombre de naissances vivantes de sexe masculin en 1944 (27.020), ce qui donne un taux de correction de 1,1625. D'après l'hypothèse de la feuille de calcul n° 12, ce rapport peut être appliqué aux naissances vivantes masculines de 1945, 1946... 1949, pour obtenir des estimations du nombre d'enfants du sexe masculin âgés de 5 ans en 1951, 1952... 1955 (1). La méthode de calcul progressive peut se résumer de la façon suivante :

FEUILLE DE CALCUL N° 12

CALCUL DU NOMBRE D'ENFANTS DU SEXE MASCULIN
AGÉS DE CINQ ANS
DANS LA RÉPUBLIQUE DOMINICAINE EN 1950-1955

Année de naissance	Naissances vivantes de garçons	Taux de correction	Année d'âge	Estimation du nombre de garçons de 5 ans
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1944	27.020	1.1625	1950	31.411 (1)
1945	30.417	1.1625	1951	35.360
1946	37.507	1.1625	1952	43.602
1947	34.712	1.1625	1953	40.353
1948	40.359	1.1625	1954	46.917
1949	42.921	1.1625	1955	49.896

(1) Ce nombre ne correspond pas exactement au nombre indiqué dans le texte, le taux de correction ayant été arrondi.

(1) Outre sa simplicité, l'un des principaux avantages de cette méthode réside dans le fait que toute lacune dans les statistiques des naissances ne modifie pas son exactitude sauf quand le degré de plénitude des déclarations de naissances (en l'occurrence 1944, 1949). Il est facile de le comprendre : le taux de correction (colonne (3), feuille de calcul n° 12) traduit non seulement l'équilibre entre les décès et le taux de migration entre 1944 et 1955 pour les cinq premières années d'âge, mais également toute lacune dans les statistiques de naissances et dans les comptages correspondants des recensements. Tant que ces lacunes restent les mêmes pendant la période considérée, le rapport entre les naissances et l'âge donné n'est pas modifié et l'exactitude des estimations n'est pas affectée.

Instructions pour remplir la feuille de calcul n° 12.

Calcul du nombre d'enfants de sexe masculin âgés de 5 ans dans la République Dominicaine en 1950-1955.

Colonne 1. — Indiquer les années de naissances (1944-1949).

Colonne 2. — En face de chaque année de naissance, indiquer le nombre de naissances vivantes d'enfants du sexe masculin au cours de cette année.

Colonne 3. — Diviser le nombre d'enfants âgés de 5 ans en 1950 par les naissances vivantes d'il y a cinq ans et porter le résultat sur chaque ligne de cette colonne.

Colonne 4. — Indiquer les années pour lesquelles on veut estimer l'effectif d'une seule année d'âge.

Colonne 5. — Pour chaque ligne, multiplier la colonne 2 par la colonne 3.

L'hypothèse selon laquelle le taux de correction de la période de base 1940-1950 est applicable ne présente pas d'intérêt à moins qu'il y ait lieu de penser qu'elle est réaliste. Lorsque le nombre de naissances augmente sensiblement après l'année de naissance de la période de base (en l'occurrence 1944), un taux constant de correction ne signifie pas seulement une augmentation du nombre de survivants atteignant l'âge déterminé, mais aussi un accroissement du nombre des migrants. Pour faire cette démonstration, considérer l'augmentation du nombre des naissances masculines entre 1944 et 1946 sur la feuille de calcul n° 12. Supposons, pour les besoins de l'exemple, que le taux de mortalité au cours des cinq premières années d'âge est de 0,03, soit 3 % et que ce taux est applicable aux deux périodes 1944-1950 et 1946-1952. Supposons en outre que les statistiques soient exactes. En l'occurrence et en l'absence de migration pour la cohorte donnée, le taux de correction pour la période 1944-1950 serait de 0,9700. Le fait qu'il y ait eu une immigration porte cependant ce taux à 1,1625. Le taux de migration pour ce groupe de naissances pendant la période indiquée est donc de $1,1625 - 0,9700 = 0,1925$, c'est-à-dire un taux d'immigration de 0,1925. En quantités absolues, cette immigration s'est élevée à $27.020 \times 0,1925 = 5.201$. En raisonnant de la même façon, nous trouvons que pour la seconde période considérée, à savoir 1946-1952, le nombre d'immigrants nets venant grossir cette cohorte est de $37.507 \times$

0,1925 = 7.220. En d'autres termes, le fait de maintenir constant le taux de correction a augmenté le nombre d'immigrants de 5.201 à 7.220 personnes.

Le fait que des variations dans l'importance de la migration vers une région soit en grande partie indépendant des naissances dans ladite région, prouve qu'il n'est pas recommandé de maintenir constant le taux de correction lorsque le nombre de naissances pendant la période considérée varie sensiblement. Cette lacune peut cependant être surmontée en grande partie ou totalement par une légère modification de la méthode (1).

Dans l'exemple (feuille de calcul n° 13) de la méthode ajustée, on suppose que la population masculine de la République Dominicaine a été projetée de manière satisfaisante de 1950 à 1955 et qu'avec l'aide des multiplicateurs de Sprague l'importance du groupe d'âge « 5 à 19 » en 1955 a été ventilée en ses composantes d'années, et que le nombre d'enfants du sexe masculin âgés de 5 ans en 1955 était de 47.207. Dans ce cas, le taux de correction pour deux périodes différentes, à savoir 1944-1950 et 1949-1955, deviennent facilement disponibles et peuvent être utilisés comme éléments de contrôle pour les quatre périodes intermédiaires, à savoir 1945-1951, 1946-1952, 1947-1953, 1948-1954. Les taux correspondant à ces périodes intermédiaires peuvent maintenant être obtenus par l'interpolation des taux des deux périodes extrêmes.

Dans notre exemple, et d'après les hypothèses qui viennent juste d'être formulées, le taux de correction pour la période 1944-1950 reste 1,1625 comme dans la feuille de calcul n° 12. Le taux applicable à la période 1949-1955 peut également être obtenu en divisant le nombre d'enfants du sexe masculin âgés de 5 ans en 1955 (47.207) par le nombre d'enfants du sexe masculin nés en 1944 (42.921), ce taux étant de 1,100. Par interpolation, les taux de correction applicable aux naissances de 1945, 1946, 1947 et 1948 peuvent être calculés de la façon suivante :

$$\text{Pour 1945 : } R_{45} = 1,1625 + 1/5 (1,1000 - 1,1625) = 1,1500$$

$$\text{Pour 1946 : } R_{46} = 1,1625 + 2/5 (1,1000 - 1,1625) = 1,1375$$

$$\text{Pour 1947 : } R_{47} = 1,1625 + 3/5 (1,1000 - 1,1625) = 1,1250$$

$$\text{Pour 1948 : } R_{48} = 1,1625 + 4/5 (1,1000 - 1,1625) = 1,1125$$

Les autres phases de cette méthode sont les mêmes que celles de la méthode moins perfectionnée (2).

(1) Ce perfectionnement est utile également lorsqu'il y a lieu de penser que les taux de migration ont changé sensiblement pendant les périodes considérées.

(2) Pas exactement égal au nombre indiqué dans le texte du fait que le taux de correction a été arrondi.

FEUILLE DE CALCUL N° 13

CALCUL DU NOMBRE D'ENFANTS DU SEXE MASCULIN
 AGÉS DE CINQ ANS
 (COMPTE TENU DE CERTAINES HYPOTHÈSES)
 DANS LA RÉPUBLIQUE DOMINICAINE
 1950-1955

Année de naissance	Naissances vivantes de garçons	Taux de correction	Année d'âge	Estimation du nombre de garçons de 5 ans
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1944	27.020	1.1625	1950	31.411 (1)
1945	30.417	1.1500	1951	34.980
1946	37.507	1.1375	1952	42.664
1947	34.712	1.1250	1953	39.051
1948	40.359	1.1125	1954	44.899
1949	42.921	1.1000	1955	47.213 (1)

(1) Comparer la feuille de calcul n° 12 avec la feuille de calcul n° 13.

CHAPITRE VI

A) Fractionnement en deux parties des groupes d'âge décennaux

Il a été indiqué dans les chapitres II et III de la Deuxième partie, qu'il est beaucoup plus pratique et plus exact de faire en sorte que les groupes d'âge d'une population coïncident avec la période d'estimation ou de projection. Si cette période est fixée à cinq ans, tandis que dans le recensement la population est répartie en tranches d'âge de dix ans, il peut être utile d'employer une des deux méthodes suivantes pour réduire les groupes d'âge décennaux en composantes quinquennales.

Première méthode pour fractionner en deux les groupes d'âge décennaux.

Dans cette méthode, il faut que le statisticien revienne à l'intervalle initiale de dix ans pendant lequel les membres du groupe d'âge décennal considéré sont nés, puis qu'il détermine la proportion des naissances vivantes totales au cours des cinq années suivantes. Ces rapports peuvent ensuite être ajustés pour tenir compte du fait que la première moitié du groupe d'âge décennal a vécu en moyenne cinq ans de plus que le groupe d'âge plus jeune et qu'en conséquence elle a un coefficient de mobilité légèrement plus élevé.

Pour illustrer cette méthode, supposons qu'on ait trouvé les données suivantes dans le recensement de 1960 et dans les statistiques de vie passées d'un pays déterminé :

1. Effectif du groupe « 15 à 24 » au 1^{er} janvier 1960 = 72.434.

2. Nombre total de naissances vivantes entre le 1^{er} janvier 1935 et le 1^{er} janvier 1945 = 80.306.
3. Nombre de naissances vivantes entre le 1^{er} janvier 1935 et le 1^{er} janvier 1940 = 40.956.
4. Nombre de naissances vivantes entre le 1^{er} janvier 1940 et le 1^{er} janvier 1945 = 39.350, et
5. Taux de mortalité quinquennal du groupe d'âge « 15 à 19 » en 1960 aux alentours de 1940 = 0,02.

Supposons en outre que le groupe d'âge « 15 à 24 » doive être réparti entre ses deux groupes d'âge quinquennaux qui le constituent.

Première phase. — Déterminer (3) et (4) en pourcentage de 2 :

$$\begin{aligned} 3 &= 0,51 \text{ de } 2 \\ 4 &= 0,49 \text{ de } 2 \end{aligned}$$

Deuxième phase. — Si ces pourcentages étaient appliqués au comptage de 1960 du groupe « 15 à 24 », pour obtenir les deux groupes d'âge quinquennaux qui le composent, il faudrait supposer qu'un nombre proportionnel de personnes appartenant à chacun de ces deux groupes sont décédées depuis leur naissance. Ceci, bien entendu, est une hypothèse qui est peut-être trop forte. Même si les taux de mortalité par âge et sexe étaient comparables pour les deux groupes (hypothèse qui est justifiable dans une certaine mesure), il faudrait admettre que la mortalité a été plus forte dans le groupe d'âge 1960 de « 20 à 24 » que dans le groupe d'âge « 15 à 19 », car le premier groupe a vécu cinq ans de plus en moyenne. En d'autres termes, si au bout de quinze années de vie on peut encore supposer que pour les deux groupes le rapport indiqué à la naissance soit encore valable, il ne peut plus en être ainsi en 1960, année où l'un des groupes a déjà vécu en moyenne cinq années de plus. Si le pourcentage des naissances totales pendant les cinq premières années du groupe décennal 1935-1945 (et donc « 20 à 24 » en 1960) est dénoté par B_1 , tandis que le pourcentage de ceux qui sont nés pendant la seconde tranche de cinq ans de cette période (en conséquence « 15 à 19 » en 1960) est dénoté par B_2 , le rapport entre B_1 et B_2 devra changer si l'on veut qu'il reflète la réduction de 2 % du groupe d'âge le plus ancien au cours des cinq années supplémentaires de vie. En conséquence, les proportions qui traduisent le rapport en 1960 entre les deux groupes deviennent :

$$nB_1 = \frac{B_1}{B_1 + 0,98 B_2} \quad \text{et} \quad nB_2 = \frac{0,98 B_2}{B_1 + 0,98 B_2}$$

Dans notre exemple :

$$\begin{aligned} nB_1 &= 0,5151 \\ nB_2 &= 0,4849 \end{aligned}$$

Il est évident qu'après avoir déterminé ces deux pourcentages, le second pourcentage peut être calculé en soustrayant le premier de 10.000 ou 100 %.

Troisième phase. — Lorsque le rapport à la naissance entre les deux groupes a été ajusté pour tenir compte du fait qu'un groupe a vécu cinq ans de plus en moyenne que l'autre (phase II), les nouveaux rapports, nB_1 et nB_2 , peuvent maintenant être appliqués au groupe d'âge 1960 « 15 à 24 » pour obtenir des estimations des groupes d'âge « 15 à 19 » et « 20 à 24 ». Dans notre exemple :

$$\begin{aligned} \text{« 15 à 19 »} &= 0,5151 \times 72.434 = 37.311 \\ \text{et « 20 à 24 »} &= 0,4849 \times 72.434 = 35.123. \end{aligned}$$

Avant de décrire la seconde méthode pour fractionner en deux les groupes d'âge décennaux, il convient de faire quelques remarques au sujet de la première méthode.

Tout d'abord, il est évident que l'importance de la phase II accroît le groupe d'âge supérieur que l'on a l'intention de ventiler. La raison en est que le taux de mortalité des cinq dernières années de vie devient plus important au fur et à mesure que le groupe en question vieillit.

En second lieu, on peut perfectionner davantage la méthode si l'on tient compte aussi dans la phase II du fait que le groupe d'âge supérieur a été exposé à cinq années supplémentaires de migration en plus des cinq années supplémentaires de mortalité. Si l'on estime que la migration a été importante pour le groupe d'âge donné, il convient de faire un nouvel ajustement pour en tenir compte. Une des manières d'obtenir une estimation approximative de la correction à opérer pour la migration consiste à revenir aux deux recensements récents et appliquer les méthodes décrites au chapitre II de la Deuxième partie. En suivant cette méthode, on estime le taux de migration pour le groupe d'âge « 15 à 24 » au cours des dix dernières années. Pour estimer le taux de migration du groupe d'âge quinquennal « 20 à 24 », au cours des cinq dernières années de vie, il faut diviser l'estimation initiale par quatre (1).

Après avoir estimé la correction à opérer pour la migration, il faut ajouter une phase analogue à la phase II pour ajuster les estimations du groupe d'âge quinquennal pour tenir compte de la mortalité.

Le principal inconvénient de cette méthode est que dans la plupart des pays sous-développés il n'existe pas de statistiques de vie pour des périodes trop éloignées dans le passé (2). Cette méthode pourra donc être largement utilisée pour les

(1) Une division par 2 donnerait une estimation de la migration d'un groupe quinquennal au cours d'une période de 10 ans ou la migration d'un groupe décennal au cours d'une période de 5 ans.

(2) Le fait que les registres des naissances vivantes peuvent être incom-

groupes d'âge plus jeunes, alors qu'elle peut ne pas présenter d'intérêt pratique pour les groupes plus âgés.

Seconde méthode pour fractionner en deux les groupes d'âge de dix ans.

Cette méthode repose sur l'hypothèse selon laquelle il existe une certaine égalité dans les données relatives à la répartition par âge dans la région considérée. Elle s'applique cependant à tous les groupes d'âge et, en conséquence, elle ne présente pas les mêmes inconvénients que la méthode précédente.

La formule utilisée pour effectuer la ventilation est la formule suivante de Newton :

$$f_{na} = 1/2 [f_n + 1/8 (f_n - 1 - f_n + 1)]$$

dans laquelle :

f_{na} = le nombre de personnes dans la première moitié du groupe d'âge considéré,

f_n = l'effectif total signalé dans le groupe d'âge décennal,

$f_n - 1$ et $f_n + 1$ = les effectifs des groupes d'âge précédent et suivant respectivement.

Pour appuyer cette explication, on se servira d'un exemple donné dans un manuel des Nations Unies (1).

A titre d'exemple, on peut appliquer cette formule aux estimations officielles ci-après concernant la composition par sexe et par âge de la population du Territoire sous tutelle des îles du Pacifique vers le milieu de 1953 :

TABLEAU IX

Ages	Total	Population	
		Masculine	Féminine
0-4	25.956	4.640	24.929
5-9	2.245	2.093	2.148
10-14	2.015	2.015	1.978
15-19	2.025	2.015	2.037
20-24	3.233	2.025	2.026
25-34	2.651	3.233	3.124
35-44	2.209	2.651	2.637
45-54	1.758	2.209	2.155
55-64	1.126	1.758	1.605
65-74	606	1.126	1.024
75 et au-dessus	1.355	606	521
Age inconnu		1.355	1.364

plets ne présente pas d'importance pour la phase I, à moins qu'il y ait lieu de penser que la plénitude des déclarations ait changé d'une manière radicale entre les deux périodes quinquennales, au cours desquelles sont intervenues les naissances initiales.

(1) Nations Unies, *Méthodes d'estimation de la population, Manuel III, Méthodes de projections démographiques par sexe et par âge, ST/SOA, Série A, Etudes démographiques n° 25.*

Appliquée à l'effectif des hommes âgés de 25 à 29 ans, la formule de Newton donne le résultat suivant :

$$f_{na} = 1/2 [3.233 + 1/8 (4.040 - 2.651)] = 1.703$$

L'effectif des hommes de 30 à 34 ans est obtenu en retranchant 1.703 de 3.233, soit 1.550. Cette méthode permet de calculer les données relatives aux groupes quinquennaux jusqu'au groupe « 60-64 ». Il est nécessaire de disposer des données relatives aux groupes d'âge de plus de 75 ans pour subdiviser le groupe « 65-74 » en deux autres groupes. Il suffit de se reporter au tableau 7. Dans l'exemple ci-dessus, 2,46 % des hommes et 2,21 % des femmes d'âge connu ont 75 ans et plus. Par interpolation, on déduit que 1,48 % des hommes devraient avoir de 75 à 79 ans, 0,071 % de 80 à 84 ans et 0,27 % 85 ans et plus; pour les femmes, ces proportions étant respectivement de 1,36 %, 0,63 % et 0,23 %. Les effectifs correspondants sont les suivants :

TABLEAU X

Age	Hommes	Femmes
75-79	364	320
80-84	175	148
85 et au-dessus	66	54

On dispose ainsi en ce qui concerne le groupe « 75-84 » d'un chiffre qui permet d'utiliser la formule de Newton en vue de décomposer en deux groupes le groupe « 65-74 ». On obtient les résultats suivants pour les groupes quinquennaux compris entre 25 et 74 ans (1) :

TABLEAU XI

Age	Hommes	Femmes
25-29	1.703	1.651
30-34	1.530	1.473
35-39	1.390	1.379
40-44	1.261	1.258
45-49	1.160	1.142
50-54	1.049	1.013
55-59	947	873
60-64	811	732
65-69	639	583
70-74	487	441

(1) Lorsqu'on applique des formules utilisant des données relatives à plusieurs groupes d'âge successifs, on doit se rappeler que ces formules ne sont valables que si dans le passé on n'a pas enregistré de variations anormales du nombre annuel des naissances. Sinon, avant d'employer la formule, on devrait substituer des chiffres appropriés à l'effectif de la population ainsi faussé.

Etant donné qu'en l'occurrence, les personnes dont on ignore l'âge sont nombreuses, il importe de tenir compte de tout indice pouvant fournir des renseignements particuliers sur la composition par âge de ce groupe de personnes. Lorsqu'il y a des raisons de croire que sa composition par âge est analogue à celle du reste de la population, on devra déterminer la composition par âge de l'effectif total de chaque sexe en généralisant, par répartition proportionnelle, les résultats obtenus pour chaque groupe d'âge (1).

(1) Par « répartition proportionnelle », on entend l'opération qui consiste à répartir proportionnellement entre les différents groupes d'âge le nombre de personnes d'âge inconnu. Par exemple, l'importance du groupe d'âge masculin « 0-4 » (4.640) est approximativement égale à 0,179 ou 17,9 % du nombre total des hommes (25.956). Sa part sera donc égale à 17,9 % des hommes d'âge inconnu, c'est-à-dire $0,179 \times 1,355 = 243$. L'effectif de ce groupe d'âge sera donc, après répartition proportionnelle, égale à $4.640 + 243 = 4.883$.

CHAPITRE VI

B) Projection des naissances

Pour faire une projection des naissances dans l'avenir, trois phases générales peuvent être nécessaires. Tout d'abord, il convient de déterminer les taux de natalité passée et présente ou de les estimer. En second lieu, il faut projeter dans l'avenir ce taux de natalité sur la base de certaines hypothèses et, en troisième lieu, il faut appliquer les taux projetés à une population présente afin d'obtenir les grandeurs projetées.

Détermination des taux de natalité passée et présente.

Il convient de noter dès le début qu'il y a au moins deux principaux concepts du taux de natalité : le taux brut et le taux ajusté par sexe et âge. D'une manière générale, le taux brut de natalité est obtenu en divisant le nombre de naissances vivantes pendant une année par le nombre total de personnes au début (ou, de préférence, au milieu) de cette année. Si le nombre total de naissances vivantes est dénoté par B, et la population présente par P_b, le taux brut de natalité R_c peut être obtenu par substitution directe dans l'équation suivante :

$$R_c = \frac{B}{P_b}$$

Le taux de natalité ajusté par sexe et âge nécessite non seulement de recourir à une technique plus difficile, mais il constitue aussi une méthode plus perfectionnée pour effectuer des projections de naissances. D'une manière générale, le taux de natalité ajusté en fonction du sexe et de l'âge se réfère au nombre de naissances vivantes non pas de la population *totale*,

mais d'une fraction de la population, habituellement la population féminine en âge de procréation. Le fait que ce taux est plus compliqué et convient mieux pour la projection des taux de fécondité que le taux brut, devrait être manifeste car il relie le nombre de naissances à un segment de la population qui participe directement au processus des naissances plutôt qu'à la population totale qui contient les enfants et les personnes âgées dont les effectifs n'ont pas d'incidence directe sur le nombre des naissances. En outre, le taux de natalité ajusté par sexe et âge varie généralement moins d'une année à l'autre que le taux brut de natalité, ce qui en fait une variable plus exacte pour les projections. Cependant, la différence entre les résultats de l'application des deux taux n'est généralement pas très importante dans le temps et le taux de natalité, ajusté par sexe et âge, n'est à recommander que lorsque la répartition par âge de la population présente fait apparaître un degré variable de régularité entre deux comptages.

Lorsqu'on calcule l'un des taux pour une année, c'est-à-dire en se fondant sur les naissances vivantes d'une seule année, il peut contenir des variations aléatoires indésirables. Il est donc préférable de considérer comme les naissances de l'année, la moyenne des naissances vivantes de trois ou cinq années centrées autour de cette année-là. A titre d'exemple, supposons que l'on veuille calculer le nombre moyen de naissances vivantes aux alentours de 1956 (année de recensement) aux îles Fidji. En 1956 le nombre des naissances vivantes enregistrées a été de 7.205 garçons et de 6.871 filles, soit au total 14.076. Au lieu d'utiliser ce chiffre pour calculer le taux de natalité en 1956, il peut être souhaitable d'utiliser la moyenne des trois années centrées sur 1956. En 1955, le nombre total des naissances a été de 13.067 et en 1957 de 14.845. En suivant cette procédure, le nombre moyen des naissances vivantes au cours de la période 1955-1957 est de :

$$\frac{13.067 + 14.076 + 14.845}{3} = 13.996$$

Si l'on veut calculer le taux brut de natalité (R_c) des îles Fidji en 1956, il est nécessaire de connaître le nombre total de personnes qui vivaient au cours de cette année. C'est la raison pour laquelle le taux de natalité est généralement calculé pour une année de recensement. En 1956, d'après le recensement, la population des îles Fidji s'élevait au total à 345.737 personnes. Le nombre moyen des naissances aux alentours de cette était était de 13.996 et le taux brut de natalité

$$R_c = \frac{B}{P_0}$$

ou
$$R_c = \frac{13.996}{345.737} = 0,0405$$

Il peut cependant être souhaitable de calculer le taux brut de natalité séparément pour les naissances masculines et féminines. Dans ce cas, le taux de chaque sexe est obtenu en divisant la moyenne des naissances masculines et féminines respectivement par la population totale. Pour obtenir le taux de natalité masculine, par exemple, on commence par calculer la moyenne des naissances au cours des années 1955, 1956 et 1957. On trouve que ces naissances s'élèvent à 7.198 enfants (1). Le taux brut de natalité masculine pour 1956 est donc :

$$R_c = \frac{7.198}{345.737} = 0,0208$$

Si l'on désire calculer le *taux de natalité ajusté par sexe et âge* (2), qui est généralement plus exact, il est indispensable de déterminer tout d'abord le nombre de femmes âgées de 14 à 44 ans, c'est-à-dire en « âge de procréation ». Dans le recensement de 1956 des îles Fidji, ce chiffre a été celui de la colonne (2) de la feuille de calcul n° 14. Afin de calculer le taux de natalité ajusté par sexe et par âge, il est nécessaire de pondérer les groupes d'âge quinquennaux respectifs de la population féminine par une série de poids qui traduisent la fécondité comparative de ces groupes. Les poids de la colonne (3) de la feuille de calcul n° 14 ont été choisis non seulement parce qu'ils reflètent ce rapport, mais aussi « parce que la somme des produits obtenus en les multipliant dans chaque cas par le nombre des femmes du groupe d'âge correspondant est normalement du même ordre de grandeur que la population totale » (3). De cette façon, le taux de natalité ajusté par sexe et âge sera du même ordre de grandeur que le taux de natalité brut.

La feuille de calcul n° 14 décrit le calcul du taux de natalité ajusté par sexe et par âge pour les naissances masculines aux îles Fidji en 1956. Le lecteur la comprendra de lui-même.

(1) Le nombre des naissances masculines en 1955, 1956 et 1957 a été indiqué comme étant de 6.741, 7.205 et 7.649 respectivement.

(2) Ces calculs sont expliqués avec de plus amples détails dans l'étude des Nations Unies intitulée *Les méthodes de projection démographique par sexe et par âge*, ST.SOA/série A n° 25, pp. 43-46.

(3) *Ibid.* p. 45.

FEUILLE DE CALCUL N° 14
CALCUL DU TAUX DE NATALITÉ
AJUSTÉ PAR SEXE ET PAR AGE
POUR LA POPULATION MASCULINE DES ILES FIDJI
1966

Groupe d'âge	Population féminine 1956	Poids	Produit	Moyenne des naissances 1955-57 (1)	Taux de natalité ajusté par sexe et âge
(1)	(2)	(3)	(4):(2)×(3)	(5)	(6):(5)÷(4)
15 à 19	18.162	1	18.162	---	---
20 à 24	14.776	7	103.432	---	---
25 à 29	12.105	7	84.735	---	---
30 à 34	9.757	6	58.542	---	---
35 à 39	8.749	4	34.996	---	---
40 à 44	6.775	1	6.775	---	---
<i>Total</i> ...	---	---	306.642	7.198	0,0235

Projection des taux de natalité.

Si l'on a obtenu une série des taux de natalité pour les années écoulées, on peut les projeter dans l'avenir par extrapolation après avoir choisi la période de base appropriée. Si l'on ne peut déterminer exactement que le taux courant de natalité, on peut supposer qu'il reste constant au cours d'une courte période de temps, ou bien il peut être modifié légèrement par l'estimateur sur la base de ses connaissances personnelles de la situation démographique de la région. A titre d'exemple, on supposera que le taux de natalité ajusté comme le taux de natalité brut pour chaque sexe aux îles Fidji seront constants jusqu'en 1966.

Projection du nombre de naissances.

Lorsqu'on a calculé le taux de natalité pour une date future, on peut estimer les naissances futures en multipliant ce taux par une population de base pour cette date. Lorsqu'on utilise le taux brut de natalité, la population de base sera projetée comme la population *totale*. A titre d'exemple, supposons que la population totale projetée des îles Fidji en 1961 s'élève à 431.836 personnes (2). Si l'on veut utiliser le taux brut de natalité pour les naissances masculines, le nombre estimé de naissances masculines en 1936 peut être obtenu en multi-

(1) Le nombre des naissances masculines en 1955, 1956 et 1957 a été de 6.746, 7.205 et 7.649, respectivement.

(2) Projection arithmétique, période de base 1946-1956.

pliant le taux brut de natalité masculine projeté en 1966 (0,028) par le nombre total projeté de personnes en 1966.

En conséquence :

$${}_{66} = B = 0,0208 \times 431.836 = 8.982$$

Lorsqu'on utilise le taux de natalité ajusté par sexe et par âge, la population de base choisie sera la population féminine projetée et pondérée âgée de 15 à 44 ans à la fin de la période de projection. Si l'on utilise la méthode abrégée, décrite au chapitre IV de la Deuxième Partie, on trouvera, dans la feuille de calcul n° 15, les projections pour 1966 du nombre de femmes des îles Fidji en âge de procréer, et le nombre projeté des naissances masculines en 1966 est estimé à 10.005, en utilisant le taux de natalité ajusté par sexe et par âge.

FEUILLE DE CALCUL N° 15

CALCUL DU NOMBRE DES NAISSANCES FUTURES
AJUSTÉ PAR SEXE ET PAR AGE AUX ILES FIDJI
Hommes - 1966

Groupe d'âge	Population féminine projetée (1966)	Poids	Produit	Taux de natalité masculine projeté 1966 (1)	Naissances masculines projetées 1966
(1)	(2)	(3)	(4):(2) × (3)	(5)	(6):(4) × (5)
15 à 19	24.049	1	24.049	—	—
20 à 24	21.079	7	147.553	—	—
25 à 29	17.793	7	124.551	—	—
30 à 34	13.069	6	78.414	—	—
35 à 39	10.606	4	42.424	—	—
40 à 44	8.734	1	8.734	—	—
<i>Total</i> ...	—	—	425.725	0,0235	10.005

Si l'on veut faire des estimations du nombre des naissances pour les années comprises entre 1956 et 1966, il suffit de faire une simple interpolation arithmétique des estimations de 1956 et 1966, comme indiqué au tableau 12.

(1) Supposé être le même qu'en 1956 (cf. texte).

TABLEAU XII

NOMBRE DE NAISSANCES MASCULINES AJUSTÉES
OBTENUES PAR EXTRAPOLATION
Iles Fidji (1956-1966)

Age	Nombre de naissances
1956	7.198 (1)
1957	7.479
1958	7.760
1959	8.041
1960	8.322
1961	8.603
1962	8.884
1963	9.165
1964	9.446
1965	9.727
1966	10.005 (2)

(1) Cf. feuille de calcul n° 14, colonne 5.

(2) Cf. feuille de calcul n° 15, colonne 6.

CHAPITRE VI

C) Calcul des taux de survie

L'un des principaux éléments d'une méthode de calcul des composantes consiste à choisir des taux appropriés de survie par âge et sexe qui servent à corriger les cohortes par âge et sexe pour obtenir leurs effectifs probables n années plus tard. Lorsqu'on utilise ces coefficients de survie pour obtenir le nombre de survivants dans chaque cohorte, entre un recensement et un autre, pour déterminer le niveau et la répartition par âge de migration (1), il est indispensable que ces taux soient exacts. Il est facile de prouver qu'un écart de 1 % dans un taux de survie par âge et sexe entraînera une distorsion relative *beaucoup plus importante* de l'estimation correspondante de la *migration* de groupes donnés par âge et sexe et pourra, dans certains cas, renverser son signe (2). Cependant, lorsqu'on projette dans l'avenir les cohortes par âge et par sexe avec l'aide de taux de survie (3), le degré d'exactitude de ces taux, qui est absolument nécessaire pour la plupart des usages, devient relativement plus faible car la distorsion relative des effectifs de la *cohorte* n'est *comparable* qu'à l'erreur du taux indiqué.

Notons dès maintenant qu'il y a au moins deux types différents de taux de survie — « les taux de survie des tables de mortalité, les taux de survie des recensements ». Ils diffèrent par leur conception, mais il peuvent être, l'un comme l'autre, considérés comme donnant une idée approximative de la probabilité réelle de survie. Leur principale différence réside dans le fait que les taux des tables de mortalité s'efforcent de donner

(1) Comme dans le chapitre II, deuxième partie ci-dessus.

(2) Un écart de 1 % par exemple dans le taux de survie a à peu près le même effet sur l'estimation de la migration qui en résulte qu'un écart de 1 % dans l'effectif indiqué de la cohorte lors du premier recensement. A titre d'exemple de ce dernier effet, cf. page 90, Chapitre II, deuxième partie.

(3) Comme dans le chapitre III, deuxième partie.

une approximation de la *probabilité réelle de survie*, tandis que les taux de survie des recensements tiennent compte intentionnellement des lacunes des statistiques de recensement (1). En d'autres termes, alors que les taux des tables de mortalité sont utilisés dans différents domaines de la recherche (médicale, démographique, actuarielle, etc), les taux de recensement sont essentiellement un instrument démographique.

Taux des tables de mortalité.

Une table de mortalité complète contient un certain nombre de fonctions en dehors des coefficients de survie. Certaines de ces fonctions précèdent et d'autres suivent ces taux dans la séquence des calculs d'une table de mortalité. La présente instruction ne concernera que les premières fonctions, sauf deux fonctions supplémentaires qui peuvent présenter un intérêt général.

En outre, une table de mortalité dite « complète » ou, comme on l'appelle ici, « détaillée », présente des taux de survie pour chaque année d'âge et est en général plus exacte que les tables de mortalité « abrégées » qui contiennent des taux de survie pour des groupes d'âge de plus d'un an. Des tables de mortalité détaillées ne sont pas absolument indispensables pour le présent manuel car les techniques exposées traitent spécialement de groupes d'âge quinquennaux plutôt que de groupes d'un an. En conséquence, seules les techniques d'établissement des tables de survie abrégées seront expliquées.

Fonctions comprises dans les taux des tables de mortalité :

Au cours des calculs des taux des tables de survie nous rencontrons les fonctions suivantes :

m_x = le taux de mortalité des personnes d'un âge x .

q_x = la probabilité de décès dans un intervalle d'âge déterminé.

l_x = le nombre de survivants parvenant à un âge déterminé et provenant d'un nombre initial de naissances supposé.

L_x = le nombre d'années vécues en commun par ces survivants au cours de l'intervalle d'âge déterminé.

P_x = le taux de survie d'un intervalle d'âge à un autre.

T_x = le nombre collectif d'années que doivent vivre les survivants pour parvenir à un âge déterminé.

e^*_x = l'espérance de vie à un âge déterminé.

a) *La Fonction m_x* : Cette fonction donne le taux de mortalité de chaque groupe par âge et sexe à une date donnée, ou aux alentours de cette date, mentionnée dans le titre de la table

(1) Pour une étude détaillée des principales différences entre les deux types de taux, cf. E. S. Lee, et. al. *Population Redistribution and Economic Growth, United States, 1870-1950*, V 1. 1, The American Philosophical Society, Philadelphie, 1957, pp. 15-27.

de mortalité. Les feuilles n° 16 et n° 17 contiennent les calculs des valeurs de m^o pour les hommes et les femmes des îles Fidji. Comme ces feuilles sont suffisamment explicites par elles-mêmes, nous réduirons au minimum les explications relatives à la façon dont elles ont été établies.

FEUILLE DE CALCUL N° 16

TAUX DE MORTALITÉ PAR AGE POUR LES HOMMES
DES ILES FIDJI, 1950-1952

Groupe d'âge	Décès enregistrés dans le groupe			Moyenne des décès 1950-52	Popula-tion moyenne 1951	Taux de mortalité par âge m_x
	1950	1951	1952			
(1)				(5)	(6)	(7)
Moins de 1 ..	366	374	451	397	6.068	0,0654
1 à 4	205	175	280	220	20.939	0,0105
5 à 9	45	41	40	42	23.292	0,0018
10 à 14	32	23	22	26	19.237	0,0014
15 à 19	51	31	32	38	15.692	0,0024
20 à 24	32	41	37	37	12.955	0,0029
25 à 29	38	33	44	38	11.287	0,0034
30 à 34	43	34	36	38	9.063	0,0042
35 à 39	47	42	44	44	7.962	0,0055
40 à 44	55	48	39	47	6.352	0,0074
45 à 49	45	51	67	54	5.291	0,0102
50 à 54	75	65	90	77	4.223	0,0182
55 à 59	78	72	85	78	3.940	0,0198
60 à 64	183	167	203	184	4.547	0,0405
65 à 69	114	110	106	110	2.699	0,0408
70 à 74	123	114	198	145	1.829	0,0793
75 et au-dessus	233	227	217	226	1.911	0,1183

TAUX DE MORTALITÉ PAR AGE POUR LES FEMMES
DES ILES FIDJI, 1950-1952

Groupe d'âge	Décès enregistrés dans le groupe			Moyenne des décès 1950-52	Popula-tion moyenne 1951	Taux de mortalité par âge m_x
	1950	1951	1952			
(1)				(5)	(6)	(7)
Moins de 1 ..	305	274	353	311	5.950	0,0523
1 à 4	173	206	243	207	20.432	0,0101
5 à 9	27	41	48	39	22.638	0,0017
10 à 14	31	32	34	32	18.407	0,0017
15 à 19	53	57	41	50	15.259	0,0033
20 à 24	66	52	65	61	12.904	0,0047
25 à 29	65	53	76	65	11.045	0,0059
30 à 34	51	65	51	56	8.663	0,0065
35 à 39	51	50	46	49	7.111	0,0069
40 à 44	47	41	50	46	5.607	0,0082
45 à 49	41	44	33	39	4.179	0,0093
50 à 54	59	40	53	51	3.714	0,0137
55 à 59	46	45	40	44	2.661	0,0165
60 à 64	124	96	127	116	2.704	0,0429
65 à 69	59	69	73	67	1.436	0,0467
70 à 74	106	129	107	114	1.056	0,1080
75 et au-dessus	141	130	145	139	1.025	0,1356

Instructions pour remplir les feuilles de calcul n^{os} 15 et 17 :

Calcul des taux de mortalité par sexe et par âge.

Colonne 1. — Enumérer l'âge par tranches de 5 ans. En raison de cette répartition sensiblement inégale des décès entre la première année d'âge et les quatre années suivantes, énumérer ces deux tranches d'âge séparément sur les deux premières lignes respectivement.

Colonnes 2, 3, 4. — Enumérer en face de chaque tranche d'âge les décès enregistrés (ajustés pour tenir compte des déclarations incomplètes, le cas échéant) pour le groupe d'âge de plus de trois ans centré autour d'une année de recensement (en l'occurrence 1951).

Colonne 5. — Pour chaque ligne, faire la moyenne des chiffres des colonnes (2), (3) et (4) pour obtenir les décès moyens par an aux alentours de la date centrale.

Colonne 6. — En face de chaque tranche d'âge, énumérer le comptage correspondant du recensement de 1951 (ajusté pour tenir compte, le cas échéant, des erreurs de recensement).

Colonne 7. — Diviser la colonne (5) par la colonne (6) pour chaque ligne de manière à obtenir le taux de mortalité par sexe et âge (m_x).

b) *La Fonction q_x* : Il n'existe pas de formule mathématique simple pour transformer les taux de mortalité par sexe et groupe d'âge (m_x) en « probabilité de décès avant d'avoir atteint un groupe d'âge supérieur », c'est-à-dire les taux de mortalité des tables de mortalité q_x . Fort heureusement, cependant, L. H. Reed et Margaret Merrell ont publié des tableaux de conversion (1) permettant de transformer facilement m_x en q_x (2).

(1) Dans « A Short Method for Constructing and Abridged Life Table », *The American Journal of Hygiene*, Vol. 30, n^o 2, septembre 1939. Reproduit in extenso dans A. J. JAFFE, Op. cit. pp. 12-27.

(2) Les tables correspondantes de Reed et Merrel (q_0 , $4q_1$ et $5q_x$) sont reproduites ci-dessous.

TABLE ABRÉGÉE DE MORTALITÉ
SEC. A

Valeurs de q_0 associé à m_0 par l'équation :
 $q_0 = 1 - e^{-m_0}$ (9539 — 5509^{m_0})

TABLEAU I

m_0	q_0	Δ	m_0	q_0	Δ
.000	.000 000	.000	.050	.045 262	.000
.001	.000 953	953	.051	.046 119	857
.002	.001 904	949	.052	.046 975	856
.003	.002 853	947	.053	.047 828	853
.004	.003 800	944	.054	.048 679	851
.005	.004 744	943	.055	.049 529	850
.006	.005 687	941	.056	.050 378	849
.007	.006 628	939	.057	.051 224	846
.008	.007 567	937	.058	.052 069	845
.009	.008 504	935	.059	.052 911	842
.010	.009 439	933	.060	.053 753	842
.011	.010 372	931	.061	.054 592	839
.012	.011 303	929	.062	.055 429	837
.013	.012 232	928	.063	.056 264	835
.014	.013 160	925	.064	.057 098	834
.015	.014 085	923	.065	.057 930	832
.016	.015 008	921	.066	.058 761	831
.017	.015 929	919	.067	.059 589	828
.018	.016 848	918	.068	.060 416	827
.019	.017 766	915	.069	.061 241	825
.020	.018 681	913	.070	.062 064	823
.021	.019 594	912	.071	.062 885	821
.022	.020 506	910	.072	.063 705	820
.023	.021 416	907	.073	.064 523	818
.024	.022 323	906	.074	.065 340	817
.025	.023 229	904	.075	.066 154	814
.026	.024 133	902	.076	.066 967	813
.027	.025 035	900	.077	.067 778	811
.028	.025 935	898	.078	.068 587	809
.029	.026 833	897	.079	.069 395	808
.030	.027 730	894	.080	.070 200	805
.031	.028 624	892	.081	.071 005	805
.032	.029 516	891	.082	.071 807	802
.033	.030 407	889	.083	.072 608	801
.034	.031 296	886	.084	.073 407	799
.035	.032 182	885	.085	.074 204	797
.036	.033 067	884	.086	.074 999	795
.037	.033 951	881	.087	.075 793	794
.038	.034 832	879	.088	.076 586	793
.039	.035 711	878	.089	.077 376	790
.040	.036 589	875	.090	.078 165	789
.041	.037 464	874	.091	.078 952	787
.042	.038 338	872	.092	.079 738	786
.043	.039 210	870	.093	.080 521	783
.044	.040 080	868	.094	.081 303	782
.045	.040 948	866	.095	.082 083	780
.046	.041 814	865	.096	.082 862	779
.047	.042 679	863	.097	.083 639	777
.048	.043 542	861	.098	.084 415	776
.049	.044 403	859	.099	.085 188	773
.050	.045 262	857	.100	.085 960	772

TABLE ABRÉGÉE DE MORTALITÉ
SEC. A

TABLEAU I (suite)

Valeurs de q_0 associé à m_0 par l'équation :
 $q_0 = 1 - e^{m_0} (9539 - 5509^{m_0})$

m_0	q_0	Δ	m_0	q_0	Δ
		000			.000
.100	.085 960	770	.150	.122 510	691
.101	.086 730	769	.151	.123 201	690
.102	.087 499	767	.152	.123 891	689
.103	.088 266	766	.153	.124 580	686
.104	.089 032	764	.154	.125 266	685
.105	.089 796	762	.155	.125 951	684
.106	.090 558	760	.156	.126 635	683
.107	.091 318	759	.157	.127 318	680
.108	.092 077	757	.158	.127 998	679
.109	.092 834	756	.159	.128 677	678
.110	.093 590	754	.160	.129 355	677
.111	.094 344	752	.161	.130 032	674
.112	.095 096	751	.162	.130 706	673
.113	.095 847	749	.163	.131 379	672
.114	.096 596	747	.164	.132 051	671
.115	.097 343	746	.165	.132 722	669
.116	.098 089	745	.166	.133 391	667
.117	.098 834	742	.167	.134 058	666
.118	.099 576	741	.168	.134 724	665
.119	.100 317	739	.169	.135 389	663
.120	.101 056	739	.170	.136 052	661
.121	.101 795	736	.171	.136 713	660
.122	.102 531	734	.172	.137 373	659
.123	.103 265	733	.173	.138 032	657
.124	.103 998	732	.174	.138 689	656
.125	.104 730	730	.175	.139 345	654
.126	.105 460	728	.176	.139 999	653
.127	.106 188	727	.177	.140 652	651
.128	.106 915	725	.178	.141 303	651
.129	.107 640	724	.179	.141 954	648
.130	.108 364	722	.180	.142 602	647
.131	.109 086	720	.181	.143 249	646
.132	.109 806	719	.182	.143 895	644
.133	.110 525	717	.183	.144 539	643
.134	.111 242	716	.184	.145 182	641
.135	.111 958	714	.185	.145 823	640
.136	.112 672	713	.186	.146 463	639
.137	.113 385	711	.187	.147 102	637
.138	.114 096	710	.188	.147 739	636
.139	.114 806	708	.189	.148 375	634
.140	.115 514	706	.190	.149 009	633
.141	.116 220	705	.191	.149 642	631
.142	.116 925	704	.192	.150 273	630
.143	.117 629	702	.193	.150 903	629
.144	.118 331	700	.194	.151 532	628
.145	.119 031	699	.195	.152 160	625
.146	.119 730	697	.196	.152 785	625
.147	.120 427	696	.197	.153 410	623
.148	.121 123	694	.198	.154 033	622
.149	.121 817	693	.199	.154 655	620
.150	.122 510	691	.200	.155 275	

LOWELL J. REED ET MARGARET MERRELL
 TABLE DE MORTALITÉ ABRÉGÉE

TABLEAU IV

Valeurs de ${}_4q_1$ associé à ${}_4m_1$ par l'équation :

$${}_4q_1 = 1 - e^{-{}_4m_1} \quad (9806 - 2,079,{}_4m_1)$$

${}_4m_1$	${}_4q_1$	Δ	${}_4m_1$	${}_4q_1$	Δ
.900	.000 000	3 906	.020	.072 370	3 316
.001	.003 906	3 875	.021	.075 686	3 289
.002	.007 781	3 843	.022	.078 975	3 262
.003	.011 624	3 812	.023	.082 237	3 235
.004	.015 436	3 781	.024	.085 472	3 209
.005	.019 217	3 750	.025	.088 681	3 183
.006	.022 967	3 720	.026	.091 864	3 156
.007	.026 687	3 689	.027	.095 020	3 131
.008	.030 376	3 659	.028	.098 151	3 104
.009	.034 035	3 630	.029	.101 255	3 079
.010	.037 665	3 600	.030	.104 334	3 054
.011	.041 265	3 570	.031	.107 388	3 028
.012	.044 835	3 542	.032	.110 416	3 003
.013	.048 377	3 512	.033	.113 419	2 979
.014	.051 889	3 484	.034	.116 398	2 954
.015	.055 373	3 455	.035	.119 352	2 929
.016	.058 838	3 427	.036	.122 281	2 905
.017	.062 255	3 399	.037	.125 186	2 882
.018	.065 654	3 372	.038	.128 068	2 856
.019	.069 026	3 344	.039	.130 924	2 834
.020	.072 370	3 316	.040	.133 758	

LOWELL J. REED ET MARGARET MERRELL

TABLE DE MORTALITÉ ABRÉGÉE

TABLEAU V

Valeurs de ${}_nq_x$ associé à ${}_nm_x$ par l'équation :

$${}_nq_x = 1 - e^{-c {}_nm_x} - 008(5)^c e^{-c {}_nm_x}$$

${}_nm_x$	${}_nq_x$	Δ	${}_nm_x$	${}_nq_x$	Δ	${}_nm_x$	${}_nq_x$	Δ
		.00			.00			.00
.000	.000 000	4 989	.050	.223 144	3 952	.100	.399 504	3 116
.001	.004 989	4 965	.051	.227 096	3 935	.101	.402 620	3 100
.002	.009 954	4 943	.052	.231 031	3 915	.102	.405 720	3 085
.003	.014 897	4 920	.053	.234 946	3 897	.103	.408 805	3 070
.004	.019 817	4 897	.054	.238 843	3 879	.104	.411 875	3 056
.005	.024 714	4 876	.055	.242 722	3 861	.105	.414 931	3 041
.006	.029 590	4 852	.056	.246 583	3 842	.106	.417 972	3 026
.007	.034 442	4 830	.057	.250 425	3 824	.107	.420 998	3 011
.008	.039 272	4 808	.058	.254 249	3 807	.108	.424 009	2 998
.009	.044 080	4 786	.059	.258 056	3 788	.109	.427 007	2 982
.010	.048 866	4 763	.060	.261 844	3 770	.110	.429 989	2 969
.011	.053 629	4 742	.061	.265 614	3 753	.111	.432 958	2 953
.012	.058 371	4 720	.062	.269 367	3 735	.112	.435 911	2 940
.013	.063 091	4 698	.063	.273 102	3 717	.113	.438 851	2 926
.014	.067 789	4 676	.064	.276 819	3 700	.114	.441 777	2 911
.015	.072 465	4 655	.065	.280 519	3 682	.115	.444 688	2 897
.016	.077 120	4 633	.066	.284 201	3 665	.116	.447 585	2 883
.017	.081 753	4 612	.067	.287 866	3 647	.117	.450 468	2 870
.018	.086 365	4 590	.068	.291 513	3 630	.118	.453 338	2 855
.019	.090 955	4 570	.069	.295 143	3 613	.119	.456 193	2 842
.020	.095 525	4 547	.070	.298 756	3 596	.120	.459 035	2 827
.021	.100 072	4 527	.071	.302 352	3 579	.121	.461 862	2 815
.022	.104 599	4 506	.072	.305 931	3 562	.122	.464 677	2 800
.023	.109 105	4 485	.073	.309 493	3 545	.123	.467 477	2 787
.024	.113 590	4 464	.074	.313 038	3 528	.124	.470 264	2 773
.025	.118 054	4 444	.075	.316 566	3 511	.125	.473 037	2 760
.026	.122 498	4 423	.076	.320 077	3 495	.126	.475 797	2 746
.027	.126 921	4 402	.077	.323 572	3 478	.127	.478 543	2 733
.028	.131 323	4 382	.078	.327 050	3 461	.128	.481 276	2 720
.029	.135 705	4 361	.079	.330 511	3 445	.129	.483 996	2 707
.030	.140 066	4 341	.080	.333 956	3 429	.130	.486 703	2 693
.031	.144 407	4 321	.081	.337 385	3 412	.131	.489 396	2 680
.032	.148 728	4 301	.082	.340 797	3 396	.132	.492 076	2 667
.033	.153 029	4 281	.083	.344 193	3 380	.133	.494 743	2 655
.034	.157 310	4 261	.084	.347 573	3 364	.134	.497 398	2 641
.035	.161 571	4 241	.085	.350 937	3 347	.135	.500 039	2 628
.036	.165 812	4 221	.086	.354 284	3 332	.136	.502 667	2 616
.037	.170 033	4 201	.087	.357 616	3 316	.137	.505 283	2 603
.038	.174 234	4 182	.088	.360 932	3 300	.138	.507 886	2 590
.039	.178 416	4 162	.089	.364 232	3 284	.139	.510 476	2 577
.040	.182 578	4 143	.090	.367 516	3 268	.140	.513 053	2 565
.041	.186 721	4 123	.091	.370 784	3 253	.141	.515 618	2 552
.042	.190 844	4 104	.092	.374 037	3 237	.142	.518 170	2 540
.043	.194 948	4 085	.093	.377 274	3 222	.143	.520 710	2 527
.044	.199 033	4 066	.094	.380 496	3 206	.144	.523 237	2 515
.045	.203 099	4 047	.095	.383 702	3 191	.145	.525 752	2 503
.046	.207 146	4 028	.096	.386 893	3 176	.146	.528 255	2 490
.047	.211 174	4 008	.097	.390 069	3 160	.147	.530 745	2 478
.048	.215 182	3 990	.098	.393 229	3 145	.148	.533 223	2 466
.049	.219 172	3 972	.099	.396 374	3 130	.149	.535 689	2 454
.050	.223 144	3 952	.100	.399 504	3 116	.150	.538 143	2 442

TABLEAU V (suite)

Valeurs de $\alpha(x)$ associé à $m(x)$ par l'équation :

$$\alpha(x) = 1 - e^{5m(x)} - 008(5)^{3m(x)}$$

$m(x)$	$\alpha(x)$	Δ	$m(x)$	$\alpha(x)$	Δ	$m(x)$	$\alpha(x)$	Δ
		.00			.00			.00
.150	.538 143	2 442	.200	.646 545	1 904	.250	.730 854	1 476
.151	.540 585	2 430	.201	.648 449	1 894	.251	.732 330	1 469
.152	.543 015	2 418	.202	.650 343	1 885	.252	.733 799	1 462
.153	.545 433	2 406	.203	.652 228	1 876	.253	.735 261	1 453
.154	.547 839	2 394	.204	.654 104	1 866	.254	.736 714	1 447
.155	.550 233	2 382	.205	.655 970	1 856	.255	.738 161	1 439
.156	.552 615	2 371	.206	.657 826	1 847	.256	.739 600	1 432
.157	.554 986	2 359	.207	.659 673	1 838	.257	.741 032	1 424
.158	.557 345	2 347	.208	.661 511	1 829	.258	.742 456	1 417
.159	.559 692	2 336	.209	.663 340	1 819	.259	.743 873	1 409
.160	.562 028	2 324	.210	.665 159	1 810	.260	.745 282	1 403
.161	.564 352	2 313	.211	.666 969	1 802	.261	.746 685	1 395
.162	.566 665	2 301	.212	.668 771	1 792	.262	.748 080	1 388
.163	.568 966	2 290	.213	.670 563	1 783	.263	.749 468	1 381
.164	.571 256	2 279	.214	.672 346	1 774	.264	.750 849	1 374
.165	.573 535	2 267	.215	.674 120	1 765	.265	.752 223	1 366
.166	.575 802	2 257	.216	.675 885	1 756	.266	.753 589	1 360
.167	.578 059	2 245	.217	.677 641	1 747	.267	.754 949	1 353
.168	.580 304	2 234	.218	.679 388	1 739	.268	.756 302	1 345
.169	.582 538	2 223	.219	.681 127	1 729	.269	.757 647	1 339
.170	.584 761	2 211	.220	.682 856	1 721	.270	.758 986	1 332
.171	.586 972	2 201	.221	.684 577	1 712	.271	.760 318	1 325
.172	.589 173	2 190	.222	.686 289	1 704	.272	.761 643	1 318
.173	.591 363	2 180	.223	.687 993	1 695	.273	.762 961	1 311
.174	.593 543	2 168	.224	.689 688	1 686	.274	.764 272	1 304
.175	.595 711	2 157	.225	.691 374	1 678	.275	.765 576	1 298
.176	.597 868	2 147	.226	.693 052	1 669	.276	.766 874	1 291
.177	.600 015	2 137	.227	.694 721	1 661	.277	.768 165	1 284
.178	.602 152	2 125	.228	.696 382	1 652	.278	.769 449	1 278
.179	.604 277	2 115	.229	.698 034	1 644	.279	.770 727	1 271
.180	.606 392	2 105	.230	.699 678	1 636	.280	.771 998	1 264
.181	.608 497	2 094	.231	.701 314	1 627	.281	.773 262	1 258
.182	.610 591	2 083	.232	.702 941	1 619	.282	.774 520	1 251
.183	.612 674	2 073	.233	.704 560	1 611	.283	.775 771	1 245
.184	.614 747	2 063	.234	.706 171	1 602	.284	.777 016	1 239
.185	.616 810	2 053	.235	.707 773	1 595	.285	.778 255	1 231
.186	.618 863	2 042	.236	.709 368	1 586	.286	.779 486	1 226
.187	.620 905	2 032	.237	.710 954	1 578	.287	.780 712	1 219
.188	.622 937	2 022	.238	.712 532	1 570	.288	.781 931	1 213
.189	.624 959	2 012	.239	.714 102	1 562	.289	.783 144	1 206
.190	.626 971	2 002	.240	.715 664	1 555	.290	.784 350	1 201
.191	.628 973	1 992	.241	.717 219	1 546	.291	.785 551	1 193
.192	.630 965	1 982	.242	.718 765	1 538	.292	.786 744	1 188
.193	.632 947	1 972	.243	.720 303	1 531	.293	.787 932	1 182
.194	.634 919	1 962	.244	.721 834	1 522	.294	.789 114	1 175
.195	.636 881	1 952	.245	.723 356	1 515	.295	.790 289	1 169
.196	.638 833	1 943	.246	.724 871	1 507	.296	.791 458	1 163
.197	.640 776	1 933	.247	.726 378	1 500	.297	.792 621	1 157
.198	.642 709	1 923	.248	.727 878	1 492	.298	.793 778	1 151
.199	.644 632	1 913	.249	.729 370	1 484	.299	.794 929	1 145
.200	.646 545	1 904	.250	.730 854	1 476	.300	.796 074	1 139

TABLEAU V (suite)

Valeurs de $\alpha(x)$ associé à $\alpha_m(x)$ par l'équation :

$$\alpha(x) = 1 - e^{\alpha_m(x)} - 008(5)^{\alpha_m(x)}$$

$\alpha_m(x)$	$\alpha(x)$	Δ	$\alpha_m(x)$	$\alpha(x)$	Δ	$\alpha_m(x)$	$\alpha(x)$	Δ
		.00			.000			.000
.300	.796 074	1 139	.350	.846 261	874	.400	.884 675	667
.301	.797 213	1 133	.351	.847 135	869	.401	.885 342	663
.302	.798 346	1 128	.352	.848 004	865	.402	.886 005	660
.303	.799 474	1 121	.353	.848 869	860	.403	.886 665	656
.304	.800 595	1 115	.354	.849 729	856	.404	.887 321	653
.305	.801 710	1 110	.355	.850 585	850	.405	.887 974	649
.306	.802 820	1 103	.356	.851 435	847	.406	.888 623	646
.307	.803 923	1 098	.357	.852 282	842	.407	.889 269	642
.308	.805 021	1 092	.358	.853 124	837	.408	.889 911	638
.309	.806 113	1 087	.359	.853 961	833	.409	.890 549	635
.310	.807 200	1 080	.360	.854 794	828	.410	.891 184	632
.311	.808 280	1 075	.361	.855 622	824	.411	.891 816	628
.312	.809 355	1 070	.362	.856 446	819	.412	.892 444	625
.313	.810 425	1 063	.363	.857 265	816	.413	.893 069	621
.314	.811 488	1 059	.364	.858 081	810	.414	.893 690	618
.315	.812 547	1 052	.365	.858 891	807	.415	.894 308	614
.316	.813 599	1 047	.366	.859 698	802	.416	.894 922	612
.317	.814 646	1 042	.367	.860 500	798	.417	.895 534	607
.318	.815 688	1 036	.368	.861 298	793	.418	.896 141	605
.319	.816 724	1 030	.369	.862 091	789	.419	.896 746	601
.320	.817 754	1 026	.370	.862 880	785	.420	.897 347	598
.321	.818 780	1 019	.371	.863 665	781	.421	.897 945	594
.322	.819 799	1 015	.372	.864 446	776	.422	.898 539	592
.323	.820 814	1 009	.373	.865 222	773	.423	.899 131	588
.324	.821 823	1 003	.374	.865 995	768	.424	.899 719	585
.325	.822 826	0 999	.375	.866 763	764	.425	.900 304	581
.326	.823 825	0 993	.376	.867 527	760	.426	.900 885	579
.327	.824 818	0 988	.377	.868 287	756	.427	.901 464	575
.328	.825 806	0 982	.378	.869 043	751	.428	.902 039	572
.329	.826 788	0 978	.379	.869 794	748	.429	.902 611	569
.330	.827 766	0 972	.380	.870 542	744	.430	.903 180	566
.331	.828 738	0 967	.381	.871 286	739	.431	.903 746	562
.332	.829 705	0 962	.382	.872 025	736	.432	.904 308	560
.333	.830 667	0 957	.383	.872 761	732	.433	.904 868	556
.334	.831 624	0 952	.384	.873 493	728	.434	.905 424	554
.335	.832 576	0 947	.385	.874 221	723	.435	.905 978	550
.336	.833 523	0 941	.386	.874 944	720	.436	.906 528	548
.337	.834 464	0 937	.387	.875 664	716	.437	.907 076	544
.338	.835 401	0 932	.388	.876 380	712	.438	.907 620	541
.339	.836 333	0 927	.389	.877 092	708	.439	.908 161	539
.340	.837 260	0 922	.390	.877 800	705	.440	.908 700	535
.341	.838 182	0 917	.391	.878 505	700	.441	.909 235	532
.342	.839 099	0 912	.392	.879 205	697	.442	.909 767	530
.343	.840 011	0 907	.393	.879 902	693	.443	.910 297	526
.344	.840 918	0 903	.394	.880 595	689	.444	.910 823	524
.345	.841 821	0 897	.395	.881 284	686	.445	.911 347	521
.346	.842 718	0 893	.396	.881 970	682	.446	.911 868	518
.347	.843 611	0 888	.397	.882 652	678	.447	.912 386	514
.348	.844 499	0 884	.398	.883 330	674	.448	.912 900	513
.349	.845 383	0 878	.399	.884 004	671	.449	.913 413	509
.350	.846 261	0 874	.400	.884 675	667	.450	.913 922	

TABLEAU XIII

CALCUL DES TABLES DE MORTALITÉ ABRÉGÉES POUR LES HOMMES AUX ILES FIDJI (1950-1952)

Groupes d'âge	Taux de mortalité par âge (feuille de calcul 11)	Taux de mortalité des tables (tables Merrell-Reed)	Nombre de survivants au début d'un intervalle d'âge provenant d'une cohorte de 100.000 naissances vivantes (Col. 4, ligne au-dessus moins col. 5 ligne au-dessus)	Nombre de décès dans l'intervalle X à X + n (Col. 3 × Col. 4)	Population de la table de mortalité dans l'intervalle X à X + n (Col. 5 : Col. 2)	Taux de survie quinquennaux (Col. 5, une ligne au-dessous Col. 5 pour cette ligne)	Taux de survie décennaux de la table de mortalité (Col. 6, 2 lignes au-dessous : Col. 6 cette ligne)	Population d'âge X et au-dessus de la table de mortalité (Σ Col. 6 pour cette ligne et toutes les lignes au-dessous)	Moyenne du nombre d'années restant aux survivants à l'âge X (Col. 9 : Col. 4)
X à X + n (1)	m_x (2)	q_x (3)	l_x (4)	d_x (5)	L_x (6)	$5P_x$ (7) $P_n = 0,9290$	$10P_x$ (8) $P_{10} = 0,9290$ $P_{10} = 0,9044$	T_x (9)	e^o_x (10)
Moins de 1	0,0654	0,0583	100.000	5.830	95.628 ¹	0,9736	0,9642	5.878.994	58,80
1 à 4	0,0105	0,0395	94.170	3.720	368.868 ²	—	—	5.783.366	61,41
5 à 9	0,0018	0,0090	90.450	814	452.222	0,9903	0,9757	5.414.498	59,86
10 à 14	0,0014	0,0070	89.636	627	447.857	0,9852	0,9748	4.962.276	55,36
15 à 19	0,0024	0,0119	89.009	1.059	441.250	0,9894	0,9765	4.514.419	50,72
20 à 24	0,0029	0,0144	87.950	1.266	436.552	0,9870	0,9670	4.073.169	46,31
25 à 29	0,0034	0,0169	86.684	1.465	430.882	0,9797	0,9579	3.636.617	41,95
30 à 34	0,0042	0,0208	85.219	1.773	422.143	0,9777	0,9459	3.205.735	37,62
35 à 39	0,0055	0,0272	83.446	2.270	412.727	0,9675	0,9252	2.783.592	33,36
40 à 44	0,0074	0,0364	81.176	2.955	399.324	0,9563	0,8929	2.370.865	29,21
45 à 49	0,0102	0,0498	78.221	3.895	381.863	0,9337	0,8487	1.971.541	25,20
50 à 54	0,0182	0,0873	74.326	6.489	356.538	0,9090	0,7856	1.589.678	21,39
55 à 59	0,0198	0,0946	67.837	6.417	324.091	0,8643	0,7040	1.233.140	18,18
60 à 64	0,0405	0,1847	61.420	11.344	280.099	0,8146	0,6084	909.049	14,80
65 à 69	0,0408	0,1859	50.076	9.309	228.162	0,7469	—	628.950	12,56
70 à 74	0,0793	0,3315	40.767	13.514	170.416	0,5748	0,3663	400.788	9,83
75 et au-dessus	0,1183	1,0000	27.253	27.253	230.372	—	—	230.372	8,45

1. $L_n = 25.000 + 0,75 l_n$.2. $L_{1-1} = 1,9 l_1 + 2,1 l_5$.

TABLEAU XIV

CALCUL D'UNE TABLE DE MORTALITÉ ABRÉGÉE POUR LES FEMMES DES ILES FIDJI (1950-1952)

Groupes d'âge	Taux de mortalité par âge (feuille de calcul 11)	Taux de mortalité des tables (tables Merrell-Reed)	Nombre de survivantes au début d'un intervalle d'âge provenant d'une cohorte de 100.000 naissances vivantes (Col. 4, lignes au-dessus moins col. 5 ligne au-dessus)	Nombre de décès dans l'intervalle X à X + n (Col. 3 × Col. 4)	Population de la table de mortalité dans l'intervalle X à X + n (Col. 5 : Col. 2)	Taux de survie quinquennaux de la table de mortalité (Col. 5, une ligne au-dessous : Col. 5 cette ligne)	Taux de survie décennaux de la table de mortalité (Col. 6, 2 lignes au-dessous : Col. 6 cette ligne)	Population d'âge X et au-dessus de la table de mortalité (Σ Col. 6 pour cette ligne et toutes les lignes au-dessous)	Moyenne du nombre d'années restant aux survivants à l'âge X (Col. 9 : Col. 4)
X à X + n (1)	m_x (2)	q_x (3)	l_x (4)	d_x (5)	L_x (6)	$5P_x$ (7) $P_h = 0,9400$	$10P_x$ (8) $P_{10} = 0,9400$ $P_{102} = 0,9165$	T_x (9)	e^o_x (10)
Moins de 1	0,0523	0,0472	100.000	4.720	96.460 ¹	—	—	5.762.867	57,63
1 à 4	0,0101	0,0380	95.280	3.621	373.516 ²	0,9750	0,9663	5.666.407	59,47
5 à 9	0,0017	0,0085	91.659	779	458.235	0,9910	0,9774	5.292.891	57,75
10 à 14	0,0017	0,0085	90.880	772	454.118	0,9863	0,9633	4.834.656	53,20
15 à 19	0,0033	0,0164	90.108	1.478	447.879	0,9767	0,9533	4.380.538	48,61
20 à 24	0,0047	0,0232	88.630	2.056	437.447	0,9760	0,9460	3.932.659	44,37
25 à 29	0,0059	0,0291	86.574	2.519	426.949	0,9693	0,9389	3.495.212	40,37
30 à 34	0,0065	0,0320	84.055	2.690	413.846	0,9686	0,9312	3.068.263	36,50
35 à 39	0,0069	0,0340	81.365	2.766	400.870	0,9613	0,9206	2.654.417	32,62
40 à 44	0,0082	0,0402	78.599	3.160	385.366	0,9576	0,9056	2.253.547	28,67
45 à 49	0,0093	0,0455	75.439	3.432	369.032	0,9457	0,8767	1.868.181	24,76
50 à 54	0,0137	0,0664	72.007	4.781	348.978	0,9270	0,8040	1.499.149	20,82
55 à 59	0,0165	0,0794	67.226	5.338	323.515	0,8673	0,6929	1.150.171	17,11
60 à 64	0,0429	0,1945	61.888	12.037	280.583	0,7990	0,5510	826.656	13,36
65 à 69	0,0467	0,2100	49.851	10.469	224.176	0,6897	—	546.073	10,95
70 à 74	0,1080	0,4240	39.382	16.698	154.611	0,5197	0,3063	321.897	8,17
75 et au-dessus	0,1356	1,0000	22.684	22.684	167.286	—	—	167.286	7,37

1. $L_0 = 25.000 + 0,75 l_1$.2. $L_{1-4} = 1,9 l_1 + 2,1 l_2$.

Les tableaux XIII et XIV montrent comment il faut calculer les différentes fonctions des tables de mortalité pour les hommes et les femmes des îles Fidji respectivement (1950-1952). La transformation de m_x en q_x a été faite à l'aide des tables de conversion de Reed et Merrell.

Instructions pour remplir les tableaux XIII et XIV :

Calcul de tables de mortalité abrégées.

Dans le tableau XIII, par exemple, m_0 (c'est-à-dire le taux de mortalité par sexe et par âge pour la première année d'âge) est de 0,0654 (1). D'après le tableau de Reed-Merrell on constate que :

si $m_0 = 0,065, \quad q_0 = 0,057930$ et

si $m_0 = 0,066, \quad q_0 = 0,058761$

Etant donné que 0,0654 représente les $4/10^e$ de l'intervalle compris entre 0,065 et 0,066, on peut supposer que le q_0 correspondant représente aussi les $4/10^e$ de l'intervalle entre 0,057930 et 0,058761. L'écart total entre ces deux dernières valeurs est de 0,000831 (colonne d'extrême droite de la table de Reed-Merrell). En conséquence, le q_0 approprié est égal à $0,057930 + 4/10^e (0,000831)$. Donc $q_0 = 0,057930 + 0,000332$ et $q_0 = 0,0583$ (2)

La transformation de m_1 (c'est-à-dire le taux de mortalité par âge et par sexe du groupe « 1 à 4 ») peut se faire de la même façon mais avec l'utilisation de la table q_1 . Par exemple, dans la table XIII m_1 est égal à 0,0105 et dans la table q_1 de Reed-Merrell on trouve que :

si $m_1 = 0,010, \quad 4q_1 = 0,037665$ et

si $m_1 = 0,011, \quad 4q_1 = 0,41265$

D'où, par interpolation, on trouve que pour

$$m_1 = 0,105, 4q_1 = 0,0395$$

La transformation des autres taux quinquennaux de mortalité par âge et sexe en taux de mortalité pour la table peut se faire en utilisant la table $5q_x$. Dans l'exemple de la table XIII notamment, le taux de mortalité par âge et sexe pour le groupe d'âge « 15 à 19 » (c'est-à-dire m_{15} est de 0,0024. D'après la table de Reed-Merrell ci-dessus mentionnée, on constate que :

si $5m_x = 0,002, \quad 5q_x = 0,009954$ et

si $5m_x = 0,003, \quad 5q_x = 0,14897$

D'où, par interpolation :

$$\text{lorsque } 5m_{15} = 0,0024, \quad 5q_{15} = 0,0119$$

Finalement, le q_x correspondant au dernier groupe d'âge — en l'occurrence 75 et au-dessus — est fixé à 1,0000 car c'est un groupe d'âge terminal et toutes les personnes finiront par mourir.

(1) Extrait de la feuille de calcul n° 16.

(2) Arrondi à la quatrième décimale.

c) *Les Fonctions l_x et d_x* : La fonction l_x par de l'hypothèse selon laquelle 100.000 enfants naissent vivants tous les ans. Elle indique ensuite le nombre probable de ces enfants qui survivront au début de chaque intervalle d'âge. La fonction d_x , en revanche, indique le nombre probable de décès pour chaque tranche initiale de 100.000 naissances en passant d'un groupe d'âge à un autre.

Ainsi, la première ligne de la colonne (4) du tableau XIII et du tableau XIV indique 100.000 naissances vivantes. Il s'agit de la valeur de l_0 . La probabilité de décès pour cette cohorte q_0 a été estimée à 0,0583 (col. 3). En conséquence, le nombre probable de décès se produisant dans cette cohorte avant d'avoir atteint le début du groupe d'âge suivant, c'est-à-dire une année d'âge, est de $100.000 \times 0,0583 = 5.830$ qui apparaît dans la colonne d_x [colonne (5) de la première ligne]. Il s'ensuit donc que $100.000 - 5.830 = 94.170$ enfants seulement arriveront à l'âge de un an (ligne 2, colonne 4). Sur ce nombre, 0,0395 [col. (3), ligne 2] mourront vraisemblablement avant d'avoir atteint l'âge de 5 ans. La valeur figurant à la seconde ligne de la colonne 5 — c'est-à-dire le nombre probable de décès de la cohorte donnée — s'établit donc ainsi :

$$94.170 \times 0,0395 = 3.720$$

etc. On constate donc qu'en partant de l'hypothèse de 100.000 naissances vivantes, nous pouvons, avec l'aide des valeurs q_x , déterminer le nombre le plus probable de survivants (l_x) au début de chaque tranche d'âge et le nombre le plus probable de décès (d_x) qui peuvent se produire parmi les 100.000 naissances vivantes initiales lors du passage dans chaque tranche d'âge.

d) *La Fonction L_x* : Cette fonction indique la répartition hypothétique par âge d'une population soumise aux conditions fixées par les fonctions précédentes, à savoir les niveaux donnés de mortalité et les 100.000 naissances vivantes chaque année. La transformation des valeurs l_x en valeurs L_x peut se faire au moyen de méthodes abrégées exposées dans deux publications différentes et qui ont été combinées dans le présent manuel. Pour $x5 - 9$ à $x75 +$ c'est-à-dire pour tous les groupes d'âge sauf ceux de « moins d'un an » et de « 1 à 4 ans », la fonction L_x peut être directement obtenue en divisant pour chaque ligne les valeurs d_x par les valeurs m_x . Ainsi pour le groupe d'âge 5 à 9 du tableau XIII, la valeur L_x est de

(1) Pour les groupes d'âge « moins de 1 an » et « 1 à 4 ans », la méthode est décrite à la page 24 de la brochure des Nations Unies intitulée *Méthodes de projection démographique par sexe et par âge*.

Pour les autres groupes d'âge, la méthode a été mise au point dans « Short Methods of Construction Abridged Life Tables » de TNE. GREVILLE, *The Record of the American Institute of Actuaries*, Vol. 23, juin 1943, ce dernier article est également reproduit dans *Handbook of Statistical Methods for Demographers* (Op. cit.) de A. J. JAFFE, pp. 28 à 34.

$814/0,0018 = 452.222$. En revanche, pour les deux premiers groupes d'âge, on peut utiliser les formules suivantes :

(1) : $L_0 = 25.000 + 0,75 l_1$ et (2) : $L_1 - 4 = 1,9 l_1 + 2,1 l_2$

Ainsi, dans le tableau XIII, on constate que pour la première année d'âge, $L_0 = 25.000 + 0,75 (94.170) = 95.628$, c'est-à-dire une valeur de $L_x = 95.628$. Pour le groupe d'âge « 1 à 4 », $L_1 - 4 = 1,9 (94.170) + 2,1 (90.450) = 368.868$; d'où une valeur L_x de 368.868 personnes.

e) *La Fonction P_x* : Les colonnes (7) et (8) indiquent les taux de survie de la population hypothétique donnés par la fonction L_x . La différence entre eux réside dans le fait que la colonne (7) ($5P_x$) indique les taux de survie quinquennaux, c'est-à-dire la proportion d'une cohorte donnée qui passera dans le groupe d'âge suivant tandis que la colonne (8), ($10P_x$), indique les taux de survie décennaux, c'est-à-dire la proportion d'une cohorte donnée qui survivra pour atteindre le groupe d'âge de 10 ans supérieur. Dans ces deux cas, le calcul est simple. Pour les taux de survie quinquennaux, on peut procéder de la façon suivante : Si, comme dans la colonne (6), 447.858 personnes sur les 452.222 du groupe « 5 à 9 » arrivent au groupe d'âge supérieur « 10 à 14 ans », le taux de survie quinquennal du premier groupe d'âge sera de : $\frac{447.857}{452.222} = 0,9903$, c'est-à-dire que 99,03 pour cent de la cohorte « 5 à 9 » survivra dans les conditions données de mortalité pour devenir le groupe « 10 à 14 ». Les autres valeurs $5P_x$ peuvent être calculées de la même façon.

Les valeurs $10 P_x$, en revanche, peuvent être calculées de la façon suivante : « Sur les 452.222 personnes du groupe « 5 à 9 », 441.250 seulement survivront pendant 10 ans pour atteindre le groupe « 15 à 19 ». Le taux de survie décennal pour le groupe d'âge « 5 à 9 » est donc de : $\frac{441.250}{452.222} = 0,9757$, soit 97,57 pour cent.

La valeur $5P_0$ figurant en haut de la colonne (7) indique le taux de survie des 500.000 enfants nés vivants qui atteindront les âges de « moins de 5 ans ». Il est évident que sur ces 500.000 individus (au cours de la période quinquennale) 464.496 seulement atteindront le groupe « moins de 5 » [ligne 1 + ligne 2, colonne (6)] et le taux de survie est donc de $\frac{464.496}{500.000} = 0,9290$.

On calcule P_{b1} et P_{b2} de la colonne (8) par une méthode analogue. P_{b1} indique le taux de survie des 500.000 enfants nés vivants (au cours de la période quinquennale) atteignant les âges de « moins de 5 » et il a donc une valeur égale à $\frac{464.496}{500.000} = 0,9290$. En revanche, P_{b2} indique le taux de survie

des 500.000 enfants nés vivants (au cours de la période quinquennale) atteignant les âges de « 5 à 9 ». P_{h2} est donc égal à $\frac{452.222}{500.000} = 0,9044$.

f) *La fonction T_x* : Cette fonction, ainsi que la fonction $e^{\circ}x$ suit la fonction P_x dans la séquence des calculs de la table de mortalité. La fonction T_x indique le nombre total d'années qui restent à vivre pour chaque cohorte dans des conditions de mortalité déterminées. Ses valeurs peuvent être calculées en additionnant les valeurs de L_x en allant de bas en haut, en traversant la ligne, ou les lignes, de la cohorte appropriée (cf. colonne 9).

g) *La fonction $e^{\circ}x$* : Cette fonction est généralement appelée « espérance de vie ». Ses valeurs peuvent être obtenues en divisant, pour chaque ligne, T_x par L_x . Ainsi, « l'espérance de vie » à la naissance est estimée à 58,80 ans (ligne 1, colonne 10) tandis que l'espérance de vie à l'âge de 20 ans, par exemple, est estimée à 46,31 ans (ligne 6, colonne 10).

Méthode abrégée pour estimer les taux de survie des tables de mortalité.

L'estimateur peut, dans certains cas, avoir intérêt à estimer seulement $5P_x$ plutôt que d'établir une table de mortalité abrégée plus ou moins détaillée. Dans ce cas, il suffit de deux opérations simples supplémentaires lorsqu'on a calculé les fonctions m_x et q_x (voir page 139).

FEUILLE DE CALCUL N° 18
MÉTHODE ABRÉGÉE DE CALCUL DES TAUX DE SURVIE
POUR LA POPULATION MASCULINE DES ILES FIDJI
1950-1952

Groupe d'âge	Taux de mortalité par âge m_x	Taux de mortalité q_x	$1 - q_x$ P_x	Taux de survie quinquennaux P_x
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Moins de 1 an	0,0654	0,0583	0,9417	0,9693
1 à 4	0,0105	0,0395	0,9605	0,9920
5 à 9	0,0018	0,0090	0,9910	0,9906
10 à 14	0,0014	0,0070	0,9930	0,9869
15 à 19	0,0024	0,0119	0,9881	0,9844
20 à 24	0,0029	0,0144	0,9856	0,9812
25 à 29	0,0034	0,0169	0,9831	0,9760
30 à 34	0,0042	0,0208	0,9792	0,9682
35 à 39	0,0055	0,0272	0,9728	0,9569
40 à 44	0,0074	0,0364	0,9636	0,9315
45 à 49	0,0102	0,0498	0,9502	0,9091
50 à 54	0,0182	0,0873	0,9127	0,8604
55 à 59	0,0198	0,0946	0,9054	0,8147
60 à 64	0,0405	0,1847	0,8153	0,7413
65 à 69	0,0408	0,1859	0,8141	
70 à 74	0,0793	0,3315	0,6685	
75 et au-dessus	0,1183	1,0000		0,5746

*Instructions pour remplir la feuille de calcul n° 18 :
Méthode abrégée de calcul des taux de survie.*

Colonnes 1, 2 et 3. — Ce sont les répliques exactes de colonnes (1), (2) et (3) du tableau XIII.

Colonne 4. — Les valeurs de cette colonne peuvent être obtenues en soustrayant, pour chaque ligne, la valeur de q_x de 1,0000.

Colonne 5. — Toutes les valeurs de P_x sauf P_b , P_{0-4} et P_{70+} , peuvent être obtenues en faisant la moyenne de chacune des deux valeurs successives de p_x de la colonne (4). Par exemple, p_{5-9} est obtenu en ajoutant $p_{5-9} = 0,9910$ à $P_{10-14} = 0,9930$ et en divisant le résultat par 2 ce qui donne $P_{5-9} = 0,9920$.

P_b , P_{0-4} et P_{70+} peuvent être obtenus par application directe de la formule suivante :

$$1. P_b = 0,05 + P_0 (0,53 + 0,42 P_{1-4})$$

$$2. P_{0-4} = \frac{(P_0 \times P_{1-4}) (1 + p_{5-9})}{2 P_b}$$

$$3. P_{70+} = 0,91 P_{65-69} - 0,1.$$

Lorsque le groupe d'âge terminal est « 85 et au-dessus » la valeur $5P_x$ devra se rapporter au groupe d'âge « 80 et au-dessus ». La formule appliquée devient alors :

$$4. P_{80+} = 0,8 P_{65-69} - 0,1.$$

Utilisation des tables types de mortalité de l'ONU.

Dans certains pays sous-développés, les statistiques de mortalité sont soit insuffisantes, soit inexistantes, de sorte que l'estimation des taux de survie par âge et sexe, au moyen des méthodes qui viennent d'être exposées, peuvent se révéler par trop inexacte pour la plupart des usages auxquels on la destine. Il faut donc faire appel à des données provenant d'une autre population dont les conditions de mortalité sont supposés être à peu près analogues à celles de la population considérée. Si l'on trouve une telle population, il pourrait être préférable de faire une extrapolation de tout son barème de mortalité plutôt que de faire appel à des tables de mortalité d'usage général. Cependant, lorsqu'il n'est pas possible de trouver des conditions de mortalité analogue, les taux de survie peuvent être calculés au moyen d'une quantité minimale de données de base fournies par les tables de mortalité types publiées par les Nations Unies (1). Si l'on sait que seul le taux de mortalité d'un groupe d'âge et de sexe ou le taux de mortalité infantile P_b (2) est exact, toutes les fonctions de base d'une table de mortalité peuvent être établies approximativement à l'aide de tables types. A titre d'exemple, supposons que le seul renseignement que nous possédions sur l'état de la mortalité aux îles

(1) Dans *Méthodes de projections démographiques par sexe et par âge*, ST/SOA, Série A, n° 25, reproduite ci-après.

(2) *Ibid.*

Fidji soit que le taux de mortalité du groupe d'âge masculin « 25 à 29 » au cours de l'année 1951 est de 0,0034 (tableau XIII), 1.000 m_{25} étant égal à 3,4. En prenant le tableau N.U.I, on constate que ce taux de mortalité par âge et sexe correspond à un « niveau » de mortalité compris entre 80 et 85. Le niveau exact peut alors être déterminé par une interpolation linéaire de la façon suivante :

si $L = 80$, 1.000 $m_{25} = 3,70$ (table N.U.I, colonne 18, ligne 7),

si $L = 85$, 1.000 $m_{25} = 3,14$ (table N.U.I, colonne 18, ligne 7).

La différence entre le premier et le second 1.000 m_{25} est

$$3,70 - 3,14 = 0,56 \text{ et le } 1.000 m_{25} \text{ est égal à } \frac{3,70 - 3,40}{0,56} = \frac{0,53}{0,30}$$

ou $\frac{15}{28}$ de la distance comprise entre les deux valeurs commençant à 3,70. Le niveau correspondant est donc censé être aussi égal aux $15/28$ de la distance entre 80 et 85 en commençant par

80, c'est-à-dire $L = \frac{15}{28}(85-80) = 83$ (arrondi). Quand ce niveau

a été déterminé, le reste des valeurs de 1.000 m_x peut être calculé au moyen de la même table par interpolation entre les valeurs de 1.000 m_x au niveau 80 et au niveau 85. Les valeurs de 1.000 q_x , l_x , L_x et P_x peuvent ensuite être calculées de la même façon au moyen des tables N.U.II, N.U.III, N.U.IV et N.U.V respectivement (1).

Il convient d'insister maintenant sur deux points :

Tout d'abord les données relatives à la mortalité nécessaires pour établir une table de mortalité à l'aide du modèle N.U. peuvent indiquer la mortalité de n'importe quel groupe d'âge, y compris les décès d'enfants et les espérances de vie à la naissance.

En second lieu, les résultats de cette méthode ne sont pas généralement suffisamment exacts pour pouvoir utilement servir aux estimations des composantes d'accroissement des mouvements de population entre deux recensements (Deuxième partie, chapitre II) mais conviennent généralement aux projections des composantes démographiques (Deuxième partie, chapitre III).

Taux de survie des recensements (2).

Par taux de survie du recensement, nous entendons une fraction dont le numérateur représente le nombre de personnes d'un groupe d'âge d'une population fermée lors d'un recense-

(1) Les valeurs de 1.000 m_x et 1.000 q_x peuvent ensuite être divisées par 1.000 pour les rendre comparables à celle des tableaux XIII et XIV.

(2) Il s'agit d'une rapide étude d'une autre série de taux de survie qui sont extraites des données de recensement. Pour une étude plus détaillée de cette question cf. E. S. Lee et al. Op. cit. p. 15 ff.

ment déterminé, et le dénominateur représente le nombre (x) années plus jeune lors du recensement précédent effectué (x) années auparavant (1). S'il y a lieu de penser que l'immigration et l'émigration, pour une région d'un pays déterminé est peu importante ou négligeable, ou que la migration est exactement connue, et qu'ainsi ses effets sur l'accroissement de la population entre deux recensements peuvent être éliminés, on peut estimer le taux de survie d'une cohorte déterminée lors d'un premier recensement en divisant l'effectif de la cohorte lors du second recensement (qui est maintenant (x) années plus âgée) par son effectif lors du premier recensement. Par exemple, le taux de survie du recensement pour la population masculine de race blanche aux Etats-Unis, âgée de 10 à 14 ans en 1930 et de 20 à 24 en 1940 était le suivant :

$$\frac{\text{Blancs du sexe masculin âgés de 20 à 24, U.S., 1940}}{\text{Blancs du sexe masculin âgés de 10 à 14, U.S., 1930}}$$

En valeur réelle, ceci représente :

$$\frac{5.014.725}{5.325.152} = 0,9417'' \text{ (2)}$$

Si la période qui s'est écoulée entre les deux recensements est de cinq ans, le taux de survie des enfants nés au cours de ces cinq années (correspondant à P_b dans la table de mortalité) peut être calculé d'une manière légèrement différente. Une méthode évidente consiste à diviser les effectifs du groupe d'âge de « moins de 5 ans » lors du second recensement par le nombre effectif de naissances vivantes au cours des cinq années précédentes. Si la période est de dix ans, les effectifs du groupe d'âge « moins de 5 ans » lors du second recensement peuvent être divisés par le nombre effectif de naissances vivantes au cours des cinq années qui ont précédé ce recensement pour obtenir le taux de survie de ce groupe P_{b1} ; le groupe d'âge « 5 à 9 » du second recensement peut être divisé par le nombre de naissances vivantes au cours des cinq premières années des dix années intercensitaires, de manière à obtenir le taux de survie de ce groupe (P_{b2}). Ainsi, dans notre exemple :

$$P_{b1} = \frac{\text{Population masculine blanche « moins de 5 » 1940}}{\text{Naissances vivantes d'enfants du sexe masculin, de race blanche, 1935-1940}}$$

et

$$P_{b2} = \frac{\text{Enfants du sexe masculin, de race blanche « 5 à 9 », 1940}}{\text{Naissances vivantes d'enfants du sexe masculin, de race blanche, 1930-1935.}}$$

(1) *Ibid.* p. 15.

(2) *Ibid.*

Il convient de noter tout d'abord que ces taux de survie fournis par les recensements ne visent pas à donner une idée exacte de la mortalité. Bien qu'ils ne comprennent pas la migration, ils traduisent en plus de la mortalité des différentes cohortes, les insuffisances des statistiques de recensement. En d'autres termes, la diminution des effectifs d'une cohorte signalée au cours des deux recensements peut ne pas être due exclusivement à la mortalité, mais aussi à des erreurs de comptage au cours d'un recensement, ou aux deux. Pour les groupes d'âge plus jeunes, dont les effectifs sont souvent très inférieurs à la réalité, la comparaison entre l'effectif de la cohorte lors du premier recensement et (x) années plus tard, lors du recensement suivant, peut faire apparaître un gain effectif plutôt qu'une perte. En conséquence, le taux de survie des recensements peut, dans certains cas, dépasser 1,0000.

En outre, comme les taux de survie des recensements traduisent, ou sont censés traduire, une situation d'où toute migration était absente, ils ne peuvent manifestement pas être utilisés pour calculer la migration pour le pays ou la région intéressée par ces deux recensements. Par exemple, si l'on suppose que l'immigration et l'émigration de l'Inde ont été négligeables entre deux recensements et que l'on entreprenne de calculer les taux de survie des recensements pour cette période, il n'est pas possible, ultérieurement, d'utiliser ces mêmes taux entre les deux recensements donnés pour estimer la migration. Il est évident que leur usage ne ferait apparaître aucune migration, uniquement parce qu'à l'origine on avait supposé qu'il n'y avait pas de migration.

Les taux de survie des recensements peuvent surtout être utilisés pour les subdivisions d'un pays et pour les projections démographiques. Si l'on peut supposer qu'une subdivision a une mortalité similaire à celle d'une entité nationale pour laquelle on a calculé des taux de survie lors des recensements, ces taux peuvent être utilisés pour estimer la migration et l'accroissement naturel dans la région en suivant la méthode décrite dans la dernière section du chapitre II de la Deuxième partie. En outre, les territoires nationaux et les subdivisions de ceux-ci peuvent utiliser les taux de survie des recensements ou leurs projections pour faire des projections démographiques dans l'avenir (Troisième partie, chapitre III).

Projection des taux de survie des tables de mortalité.

Jusqu'à maintenant, nous nous sommes intéressés au calcul des taux de survie des tables de mortalité pour les périodes passées. Ces taux peuvent être utilisés pour estimer l'accroissement naturel et la migration entre deux recensements (Deuxième partie, chapitre II), mais ils ne sont généralement pas employés pour faire des projections de composantes dans

l'avenir (1). Dans les pays en voie de développement, le niveau de mortalité pour tous les groupes d'âge et de sexe est généralement fonction décroissante du temps. Si l'on dispose de taux de survie par âge et sexe pour plus d'un point dans le temps, on constatera généralement qu'ils augmentent. Dans ce cas, ces taux peuvent être extrapolés pour obtenir les taux applicables aux périodes futures et, par voie de conséquence, aux projections.

Une autre méthode employée pour projeter les taux de survie (qui convient surtout lorsqu'on ne dispose de taux de survie passés que pour un seul point dans le temps) est donnée dans les Tables de vie types des Nations Unies. Il convient de noter que les niveaux indiqués dans les Tables des Nations Unies couvrent des intervalles de cinq unités commençant au niveau arbitraire de 0 (0, 5, 10... 115). Chaque unité peut être considérée comme égale à une année, de sorte que chaque niveau indiqué est distant de cinq ans du niveau précédent ainsi que du niveau suivant. Si, comme dans l'exemple de la section C du présent chapitre, on détermine qu'au cours de l'année $[x]$, les conditions de mortalité d'un pays déterminé correspondent au niveau 83, lors de l'année $[x + n]$, ce niveau de mortalité pourra être censé coïncider avec le niveau de mortalité $[83 + n]$ et il sera alors possible d'établir une table de mortalité. En outre, si la table de mortalité initiale a été établie au moyen des taux effectifs de mortalité, comme dans la section C du présent chapitre, et si l'on constate que les taux de survie par âge et sexe correspondent à plusieurs niveaux de mortalité, on peut néanmoins les projeter à l'aide des Tables Types de Mortalité des Nations Unies. Dans ce cas, il faut commencer par déterminer chaque niveau de mortalité par âge et sexe, puis les projeter individuellement en ajoutant le nombre d'années (n) de la période de projection à chaque niveau individuel. La technique phase par phase ainsi employée est expliquée dans les feuilles de calcul n° 19 et n° 20 en se référant à la population masculine des îles Fidji. Dans la feuille de calcul n° 19, on suppose que les valeurs 5^{e} obtenues dans le tableau XIII sont raisonnablement exactes, et l'on ne s'est pas efforcé de les ajuster. Dans la feuille de calcul n° 20, cette hypothèse est abandonnée, et on s'est efforcé de faire un ajustement de ces taux dans la colonne (4) à l'aide des Tables Types de Mortalité (2).

(1) Par « avenir » on entend toujours la période qui a suivi le dernier recensement.

(2) Dans le cas considéré il ne semble pas qu'il soit nécessaire de procéder à un tel ajustement. Il convient de noter par exemple que le taux de survie pour le groupe d'âge « 10 à 14 » est inférieur à ceux des groupes d'âge « 15 à 19 » et « 20 à 24 ». Le fait que les taux de survie augmentent au début (trois premières lignes) est cependant compatible avec les observations qui ont été faites en raison du fait que la mortalité est généralement relativement élevée, puis décroissante, au cours des premières années de la vie.

FEUILLE DE CALCUL n° 19

PROJECTION DES TAUX DE SURVIE SANS AJUSTEMENT
POUR LA POPULATION MASCULINE DES ILES FIDJI
1951 à 1956

Groupe d'âge	Valeurs de $5P_x$ des tables de mortalité (tableau XIII)	Niveau de mortalité M_{x_1} (tableau N.U.V.)	Niveau de mortalité M_{x_2} ($M_1 + 5$)	Valeurs de $5P_x$ des tables de mortalité projetées en 1956
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
P_0	0,9290	86	91	0,9466
Moins de 5 ans	0,9736	82	87	0,9786
5 à 9	0,9903	78	83	0,9918
10 à 14	0,9852	66	71	0,9870
15 à 19	0,9894	90	95	0,9913
20 à 24	0,9870	89	94	0,9893
25 à 29	0,9797	78	83	0,9828
30 à 34	0,9777	78	83	0,9810
35 à 39	0,9675	71	76	0,9718
40 à 44	0,9563	69	74	0,9609
45 à 49	0,9337	63	68	0,9395
50 à 54	0,9090	63	68	0,9162
55 à 59	0,8643	58	63	0,8731
60 à 64	0,8146	60	65	0,8244
65 à 69	0,7469	64	69	0,7576
70 et au-dessus	0,5748	94	99	0,5808

Instructions pour remplir la feuille de calcul n° 19 : Projections des taux de survie sans ajustement.

Colonne 1. — Enumérer les groupes d'âges en tranches de cinq ans, se terminant par la tranche d'âge « 70 et au-dessus ».

Colonne 2. — Enumérer les valeurs $5P_x$ extraites du tableau XIII.

Colonne 3. — En comparant chaque taux de survie par âge et sexe de la colonne (2) avec les taux de survie correspondants de la table N.U.V., déterminer le niveau approprié de mortalité M_{x_1} . Par exemple, nous trouvons dans la colonne (2) que la valeur $5P_x$ pour le groupe d'âge « 25 à 29 » est de 0,9797. Dans le tableau N.U.V. (quatrième ligne), on constate que ce taux de survie coïncide avec un niveau de mortalité inférieur à 80 lorsque $5P_{25-29} = 0,9811$ mais supérieur à 75 lorsque $5P_{25-29} = 0,9781$. En fait, $5P_{25-29} = 0,9767$ tombe aux 3/5 envi-

ron entre les deux dernières valeurs en commençant par la plus faible (1). Le niveau de mortalité correspondant est donc égal à 78. Comme le dernier groupe d'âge est « 70 et au-dessus » plutôt que « 80 et au-dessus » comme dans les Tables de l'O.N.U., la projection de 5^p_{70+} doit être faite d'une manière légèrement différente. Dans la colonne (2) de cette feuille de calcul, on constate que $5^p_{70+} = 0,5748$. Dans la table NUIV, nous pouvons obtenir 5^p_{70} pour n'importe quel niveau en divisant la somme des trois dernières lignes par la somme des quatre dernières lignes. Une telle opération montre que pour le niveau de mortalité 90, $5^p_{70+} = 0,5797 (< 0,5748)$ et que pour le niveau de mortalité 95, $5^p_{70+} = 0,5759 (> 0,5748)$. De nouveau, par interpolation, nous trouvons que le niveau de mortalité coïncidant avec $5^p_{70+} = 0,5748$ est égal à 94.

Colonne 4. -- Comme dans ce cas, les taux de survie sont projetés sur 1956, c'est-à-dire cinq ans après la date initiale de la table de mortalité, chaque niveau de la colonne (3) est augmenté de 5 pour obtenir les niveaux de mortalité de 1956 pour cette colonne.

Colonne 5. -- Au moyen de la Table N.U.V., il s'agit de trouver la valeur 5^p_x correspondant à chaque niveau de mortalité par groupe d'âge, de la colonne (4). Par exemple le niveau de mortalité pour le groupe d'âge « 30 à 34 » de la colonne (4) est indiqué comme étant de 83. Ceci représente les 3/5 de la distance entre le niveau 80 et le niveau 85. Pour le niveau 80 de la Table N.U.V., $5^p_{30} = 0,9792$ et pour le niveau 85, $5^p_{30} = 0,9822$. En conséquence 5^p_{30} pour le niveau 83 est égal à $0,9792 + 3/5 (0,9822 - 0,9792) = 0,9810$. Pour le groupe d'âge final « 70 et au-dessus », il faut de nouveau recourir à la Table N.U.IV pour trouver la valeur 5^p_{70+} pour le niveau 99. Au moyen de cette table on trouve que 5^p_{70+} pour le niveau 95 est égal à 0,5759 et que le niveau 100 est de 0,5820. Comme le niveau 99 représente les 4/5 de la distance entre 95 et 100 en commençant par 95, le 5^p_{70+} correspondant peut être estimé comme étant également les 4/5 de la distance comprise entre 0,5759 et 0,5820. En conséquence :

$$5^p_{70+} = 0,5759 + 4/5 (0,5820 - 0,5759) = 0,5808.$$

(1) Ce chiffre a été trouvé par interpolation. La distance entre $5^p_{25} = 0,9811$ et $5^p_{25} = 0,9781$ est égale à $0,9811 - 0,9781 = 0,0030$. La distance entre la dernière valeur $5^p_{25} = 0,9797$ et $5^p_{25} = 0,9781$ est égale à $0,9797 - 0,9781 = 0,0016$ ou $16/30$ (c'est-à-dire un peu moins des 3/5) de la première distance. Exprimée en niveau, la première distance est égale à 5 unités de sorte que $5^p_{25} = 0,9797$ coïncide avec un niveau de mortalité égal à $75 + 16/30$ (5) = 78.

FEUILLE DE CALCUL N° 20

PROJECTION DES TAUX DE SURVIE AVEC AJUSTEMENT POUR LA POPULATION MASCULINE
DES ILES FIDJI, 1951 à 1956

Groupes d'âges	Valeurs 5Px des tables de mortalité (Tableau XIII)	Niveau de mortalité Mx_1 (Table N.U.V.)	Niveau de mortalité Mx_1 ajusté	Niveau de mortalité Mx_2 ($Mx_1 + 5$)	Valeurs 5Px des tables de mortalité projetées
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Pb	0,9290	86	78	83	.9185
Moins de 5	0,9736	82	78	83	.9742
5 à 9	0,9903	78	78	83	.9918
10 à 14	0,9852	66	78	83	.9908
15 à 19	0,9894	90	84	89	.9889
20 à 24	0,9870	89	84	89	.9868
25 à 29	0,9797	78	84	89	.9861
30 à 34	0,9777	78	84	89	.9844
35 à 39	0,9675	71	70	75	.9711
40 à 44	0,9563	69	70	75	.9617
45 à 49	0,9337	63	67	72	.9439
50 à 54	0,9090	63	67	72	.9213
55 à 59	0,8643	58	67	72	.8876
60 à 64	0,8146	60	67	72	.8372
65 à 69	0,7469	64	67	72	.7638
70 et au-dessus	0,5748	94	67	72	.5443

Instructions pour remplir la feuille de calcul n° 20 : Projections des taux de survie sans ajustement.

Colonnes 1, 2 et 3. --- Comme dans la feuille de calcul n° 19.

Colonne 4. --- Si l'on descend la colonne (3), on constate que les quatre premières valeurs diffèrent sensiblement des quatre valeurs suivantes et que celles-ci, à leur tour, diffèrent sensiblement des deux valeurs suivantes et qu'enfin ces dernières valeurs s'écartent sensiblement des valeurs restantes. On a calculé la moyenne pour chaque groupe et elle est censée s'appliquer à chaque poste du groupe comme indiqué dans cette colonne.

*Colonne 5. --- Ajouter cinq unités aux niveaux *ajustés* de la colonne (4) de cette feuille de calcul.*

Colonne 6. --- Elle est obtenue par la même méthode que la colonne (5) de la feuille de calcul n° 19.

TABLES DES NATIONS UNIES
NUMÉROS I - II - III - IV et V

Extraits du Manuel III des Nations Unies

« Méthodes de projections démographiques par sexe et par âge »
ST/SOA/Série A

Etudes démographiques, n° 25

TABLEAU I. TAUX DE MORTALITÉ PAR AGE (1.000 mx) D'APRÈS LES TABLES TYPES DE MORTALITÉ
Niveau de la mortalité (ou époque de référence en années)^a

Sexe et âge (x)	Niveau 0 (⁰ e ₀ = 20)	Niveau 5 (⁵ e ₀ = 22,5)	Niveau 10 (¹⁰ e ₀ = 25)	Niveau 15 (¹⁵ e ₀ = 27,5)	Niveau 20 (²⁰ e ₀ = 30)	Niveau 25 (²⁵ e ₀ = 32,5)	Niveau 30 (³⁰ e ₀ = 35)	Niveau 35 (³⁵ e ₀ = 37,5)	Niveau 40 (⁴⁰ e ₀ = 40)	Niveau 45 (⁴⁵ e ₀ = 42,5)	Niveau 50 (⁵⁰ e ₀ = 45)	Niveau 55 (⁵⁵ e ₀ = 47,5)
<i>Sexe masculin</i>												
0.....	442,63	411,67	371,41	341,60	316,20	293,25	70,17	248,20	229,41	211,29	193,65	177,35
1-4.....	77,96	67,11	58,27	50,98	44,99	39,73	35,13	30,97	27,55	24,31	21,44	18,85
5-9.....	18,64	16,21	14,16	12,44	11,00	9,72	8,58	7,55	6,71	5,90	5,20	4,56
10-14.....	11,45	10,09	8,92	7,91	7,05	6,28	5,59	4,96	4,43	3,92	3,47	3,07
15-19.....	14,09	12,88	11,75	10,68	9,76	8,90	8,05	7,25	6,57	5,91	5,32	4,79
20-24.....	17,93	16,66	15,41	14,21	13,20	12,23	11,17	10,21	9,32	8,47	7,67	6,93
25-29.....	21,13	19,38	17,70	16,12	14,73	13,43	12,13	10,98	9,94	8,96	8,04	7,22
30-34.....	25,43	22,95	20,66	18,55	16,74	15,07	13,48	12,08	10,84	9,69	8,64	7,70
35-39.....	31,77	28,20	25,01	22,15	19,76	17,59	15,59	13,87	12,38	11,01	9,77	8,67
40-44.....	40,65	35,72	31,40	27,62	24,50	21,71	19,20	17,06	15,17	13,45	11,96	10,66
45-49.....	50,53	44,37	39,05	34,41	30,54	27,10	24,07	21,52	19,22	17,14	15,38	13,85
50-54.....	59,69	53,02	47,17	42,02	37,74	33,92	30,43	27,46	24,82	22,49	20,36	18,56
55-59.....	71,38	64,55	58,34	52,73	47,98	43,66	39,64	36,14	33,01	30,18	27,68	25,49
60-64.....	84,96	78,49	72,35	66,59	61,60	56,97	52,48	48,48	44,87	41,57	38,65	36,12
65-69.....	106,42	100,14	93,94	87,92	82,65	77,63	72,48	67,82	63,58	59,64	56,00	52,77
70-74.....	144,12	137,21	130,28	123,34	116,91	110,72	104,51	98,77	93,31	88,21	83,43	79,17
75-79.....	194,69	186,80	178,81	170,84	163,60	156,14	148,65	141,69	135,04	128,82	122,91	117,55
80-84.....	274,44	264,86	254,17	243,76	234,75	225,25	215,65	206,60	198,10	190,09	182,54	175,67
85+.....	511,36	460,12	418,80	387,42	363,99	344,56	327,70	313,93	302,48	292,58	284,10	276,97

<i>Sexe féminin</i>												
0.....	398,43	365,17	335,65	309,22	283,41	259,87	239,81	220,56	202,22	184,42	167,81	151,94
1-4.....	79,80	68,66	59,60	52,13	45,75	40,16	35,51	31,29	27,71	24,33	21,37	18,69
5-9.....	19,44	16,90	14,76	12,96	11,41	10,02	8,85	7,79	6,89	6,03	5,29	4,61
10-14.....	13,10	11,54	10,19	9,03	8,02	7,10	6,31	5,59	4,98	4,39	3,87	3,40
15-19.....	15,97	14,59	13,29	12,09	10,93	9,86	8,92	8,02	7,21	6,42	5,70	5,02
20-24.....	19,91	18,50	17,10	15,77	14,35	13,02	11,88	10,85	9,73	8,67	7,72	6,83
25-29.....	23,98	21,98	20,07	18,28	16,52	14,89	13,46	12,17	10,82	9,56	8,38	7,37
30-34.....	28,30	25,52	22,96	20,61	18,40	16,38	14,64	13,11	11,56	10,14	8,91	7,81
35-39.....	33,17	29,44	26,09	23,10	20,40	17,96	15,92	14,15	12,41	10,83	9,51	8,34
40-44.....	37,24	32,75	28,82	25,36	22,29	19,54	17,29	15,36	13,55	11,90	10,50	9,27
45-49.....	42,25	37,18	32,79	28,95	25,59	22,61	20,11	17,99	16,01	14,22	12,67	11,30
50-54.....	49,17	43,80	39,06	34,86	31,03	27,62	24,82	22,42	20,10	18,02	16,30	14,70
55-59.....	57,84	52,49	47,57	43,08	38,86	35,03	31,86	29,08	26,36	23,88	21,74	19,81
60-64.....	72,71	67,28	62,15	57,29	52,49	48,07	44,34	41,00	37,64	34,56	31,76	29,18
65-69.....	93,87	88,49	83,15	77,92	72,47	67,35	62,99	58,99	54,81	50,94	47,43	44,21
70-74.....	129,46	123,41	117,29	111,22	104,86	98,83	93,42	88,36	83,13	78,25	73,71	69,49
75-79.....	183,54	176,33	168,86	161,47	153,68	145,74	138,89	132,45	125,61	119,19	113,20	107,63
80-84.....	261,12	251,93	242,11	232,48	222,14	211,79	202,85	194,50	185,42	176,94	169,01	161,57
85+.....	456,14	417,09	386,93	362,32	341,38	323,96	310,57	299,33	288,89	279,84	272,19	265,53

* Les valeurs de $^{\circ}\text{e}_0$ indiquées entre parenthèses sont celles de l'espérance de vie à la naissance, pour l'ensemble des deux sexes, en années.

Niveau 60 (⁰ e ₀ = 50)	Niveau 65 (⁰ e ₀ = 52,5)	Niveau 70 (⁰ e ₀ = 55)	Niveau 75 (⁰ e ₀ = 57,6)	Niveau 80 (⁰ e ₀ = 60,4)	Niveau 85 (⁰ e ₀ = 63,2)	Niveau 90 (⁰ e ₀ = 65,8)	Niveau 95 (⁰ e ₀ = 68,2)	Niveau 100 (⁰ e ₀ = 70,2)	Niveau 105 (⁰ e ₀ = 71,7)	Niveau 110 (⁰ e ₀ = 73,0)	Niveau 115 (⁰ e ₀ = 73,9)	Sexe et âge (x) en années
<i>Sexe masculin</i>												
161,16	145,05	129,59	110,85	90,18	70,10	52,51	39,13	30,35	24,55	20,73	18,18	 0
16,44	14,15	12,10	10,18	8,45	6,79	5,20	3,67	2,45	1,64	1,11	0,75	 1-4
3,98	3,44	2,96	2,51	2,12	1,76	1,45	1,15	0,81	0,56	0,39	0,28	 5-9
2,70	2,34	2,05	1,77	1,53	1,30	1,09	0,89	0,66	0,47	0,35	0,26	 10-14
4,29	3,78	3,32	2,90	2,51	2,14	1,81	1,49	1,13	0,80	0,59	0,44	 15-19
6,22	5,48	4,84	4,22	3,62	3,04	2,52	2,02	1,49	1,08	0,80	0,61	 20-24
6,45	5,68	4,97	4,30	3,70	3,14	2,59	2,08	1,57	1,18	0,92	0,75	 25-29
6,84	6,00	5,24	4,55	3,91	3,33	2,79	2,29	1,82	1,43	1,18	1,00	 30-34
7,70	6,77	5,94	5,19	4,50	3,88	3,31	2,79	2,31	1,90	1,63	1,45	 35-39
9,50	8,41	7,45	6,58	5,79	5,07	4,45	3,87	3,35	2,88	2,52	2,27	 40-44
12,49	11,22	9,97	9,07	8,16	7,33	6,61	5,92	5,32	4,71	4,17	3,76	 45-49
16,95	15,43	14,08	12,85	11,78	10,81	9,96	9,14	8,40	7,67	6,95	6,30	 50-54
23,52	21,65	20,00	18,53	17,19	15,98	14,93	13,99	13,02	12,08	11,22	10,37	 55-59
33,83	31,58	29,53	27,69	26,05	24,59	23,24	21,96	20,70	19,42	18,22	17,13	 60-64
49,82	46,92	44,32	42,02	39,85	37,92	36,13	34,42	32,74	31,02	29,46	28,01	 65-69
75,35	71,61	68,14	65,01	62,09	59,41	56,94	54,60	52,36	50,13	48,10	46,28	 70-74
112,56	107,64	103,28	99,39	95,73	92,40	89,26	86,32	83,35	80,36	77,33	74,56	 75-79
169,30	162,98	157,07	151,67	146,64	141,99	137,74	133,68	129,39	126,39	122,42	118,21	 80-84
270,72	264,90	259,83	255,32	251,20	247,52	244,26	241,34	238,71	236,36	234,24	232,36	 85+

												<i>Sexe féminin</i>
136,41	121,72	107,62	91,92	74,54	57,57	42,65	31,27	23,79	18,84	15,57	13,39	0
16,19	13,87	11,65	9,80	7,92	6,14	4,55	3,09	2,06	1,38	0,93	0,63	1-4
3,99	3,41	2,90	2,42	1,97	1,56	1,18	0,85	0,60	0,42	0,29	0,21	5-9
2,96	2,55	2,17	1,82	1,49	1,18	0,91	0,67	0,50	0,36	0,26	0,20	10-14
4,38	3,79	3,27	2,77	2,30	1,86	1,45	1,10	0,84	0,60	0,44	0,33	15-19
5,97	5,19	4,46	3,76	3,13	2,54	1,99	1,49	1,11	0,80	0,60	0,47	20-24
6,45	5,58	4,80	4,06	3,38	2,73	2,19	1,70	1,29	0,97	0,76	0,62	25-29
6,80	5,89	5,09	4,34	3,64	3,00	2,47	1,97	1,56	1,23	1,00	0,85	30-34
7,28	6,31	5,48	4,70	4,00	3,37	2,84	2,35	1,95	1,60	1,38	1,22	35-39
8,15	7,15	6,29	5,49	4,78	4,14	3,58	3,06	2,65	2,31	2,04	1,87	40-44
10,06	8,95	8,00	7,11	6,33	5,62	5,02	4,45	4,00	3,62	3,28	3,02	45-49
13,22	11,91	10,78	9,74	8,80	7,94	7,20	6,51	5,98	5,51	5,15	4,83	50-54
18,05	16,48	15,05	13,71	12,53	11,45	10,45	9,52	8,87	8,33	7,92	7,62	55-59
26,79	24,70	22,82	21,04	19,41	17,89	16,58	15,33	14,47	13,78	13,10	12,59	60-64
41,19	38,47	35,91	33,46	31,26	29,21	27,41	25,71	24,47	23,39	22,33	21,29	65-69
65,38	61,59	58,10	54,80	51,80	48,96	46,46	44,08	42,31	40,53	38,68	36,89	70-74
102,30	97,39	92,63	88,03	83,82	79,85	76,31	72,96	70,52	68,24	65,40	62,47	75-79
154,48	147,96	141,94	136,17	130,92	125,92	121,48	117,21	113,98	110,99	107,61	104,01	80-84
259,56	254,36	249,76	245,57	241,69	238,20	235,22	232,54	230,61	228,97	227,41	225,98	85 +

* Les valeurs de %e. indiquées entre parenthèses sont celles de l'espérance de vie à la naissance, pour l'ensemble des deux sexes, en années.

TABLEAU II. QUOTIENT DE MORTALITÉ (1.000 qx) D'APRÈS LES TABLES TYPES DE MORTALITÉ
Niveau de la mortalité (ou époque de référence en années)^a

Sexe et âge (x) en années	Niveau 0 (^o e ₀ = 20)	Niveau 5 (^o e ₀ = 22,5)	Niveau 10 (^o e ₀ = 25)	Niveau 15 (^o e ₀ = 27,5)	Niveau 20 (^o e ₀ = 30)	Niveau 25 (^o e ₀ = 32,5)	Niveau 30 (^o e ₀ = 35)	Niveau 35 (^o e ₀ = 37,5)	Niveau 40 (^o e ₀ = 40)	Niveau 45 (^o e ₀ = 42,5)	Niveau 50 (^o e ₀ = 45)	Niveau 55 (^o e ₀ = 47,5)
<i>Sexe masculin</i>												
0.....	332,31	310,55	290,49	271,93	255,59	240,38	224,65	209,25	195,73	182,39	169,09	156,53
1-4.....	267,98	235,27	207,67	184,21	164,43	146,69	130,86	116,31	104,16	92,50	82,07	72,52
5-9.....	89,06	77,89	68,40	60,33	53,53	47,42	42,01	37,06	33,00	29,09	25,65	22,55
10-14.....	55,68	49,22	43,61	38,78	34,66	30,93	27,57	24,47	21,89	19,42	17,22	15,24
15-19.....	68,08	62,41	57,05	52,03	47,65	43,52	39,45	35,60	32,34	29,14	26,28	23,68
20-24.....	85,81	79,96	74,20	68,61	63,91	59,35	54,34	49,76	45,52	41,46	37,63	34,07
25-29.....	100,33	92,40	84,74	77,49	71,05	64,96	58,89	53,45	48,50	43,81	39,40	35,44
30-34.....	119,56	108,54	98,22	88,66	80,35	72,62	65,19	58,61	52,79	47,33	42,27	37,76
35-39.....	147,14	131,73	117,68	104,93	94,14	84,24	75,03	67,03	60,05	53,58	47,67	42,45
40-44.....	184,52	163,96	145,60	129,18	115,45	102,96	91,58	81,81	73,06	65,05	58,06	51,94
45-49.....	224,27	199,69	177,89	158,44	141,87	126,88	113,54	102,09	91,67	82,19	74,04	66,96
50-54.....	259,66	234,09	210,97	190,11	172,43	156,31	141,39	128,48	116,84	106,46	96,89	88,69
55-59.....	302,86	277,92	254,60	232,95	214,20	196,83	180,32	165,73	152,50	140,30	129,43	119,81
60-64.....	350,36	328,05	306,35	285,41	266,90	249,36	231,93	216,20	201,75	188,28	176,23	165,63
65-69.....	420,21	400,41	380,42	360,40	342,45	325,04	306,80	289,97	274,30	259,50	245,62	233,12
70-74.....	529,66	510,83	491,26	471,32	452,34	433,58	414,31	396,07	378,29	361,39	345,17	330,47
75-79.....	654,67	636,83	618,02	598,55	580,59	561,54	541,86	523,16	504,82	487,20	470,10	454,28
80-84.....	813,99	796,15	777,25	757,58	739,73	720,64	700,45	681,17	662,40	644,34	626,70	610,36

<i>Sexe féminin</i>												
0.....	306,76	286,66	268,15	251,01	233,73	217,48	203,25	189,25	175,59	162,01	149,05	136,40
1-4.....	273,39	240,03	211,87	187,93	166,95	148,16	132,18	117,46	104,75	92,58	81,81	71,93
5-9.....	92,69	81,06	71,16	62,79	55,45	48,87	43,29	38,19	33,85	29,70	26,08	22,81
10-14.....	63,42	56,06	49,69	44,18	39,29	34,87	31,08	27,58	24,58	21,70	19,16	16,85
15-19.....	76,77	70,38	64,32	58,68	53,21	48,11	43,60	39,32	35,42	31,61	28,10	24,79
20-24.....	94,84	88,38	82,02	75,84	69,27	63,03	57,70	52,80	47,48	42,44	37,88	33,58
25-29.....	113,13	104,19	95,57	87,38	79,35	71,80	65,10	59,03	52,67	46,68	41,02	36,18
30-34.....	132,14	119,96	108,56	97,99	87,96	78,66	70,62	63,45	56,19	49,43	43,57	38,31
35-39.....	153,14	137,11	122,47	109,21	97,05	85,94	76,53	68,32	60,19	52,70	46,43	40,86
40-44.....	170,34	151,35	134,41	119,24	105,55	93,15	82,87	73,98	65,52	57,77	51,15	45,28
45-49.....	191,05	170,10	151,54	134,96	120,27	106,99	95,75	86,09	76,96	68,68	61,40	54,93
50-54.....	218,97	197,41	177,92	160,33	144,01	129,18	116,86	106,14	95,70	86,19	78,28	70,92
55-59.....	252,65	232,02	212,56	194,48	177,08	161,05	147,54	135,54	123,64	112,68	103,07	94,38
60-64.....	307,59	288,00	268,95	250,56	232,02	214,56	199,56	185,95	172,01	159,03	147,09	135,97
65-69.....	380,19	362,28	344,19	326,08	306,78	288,25	272,07	257,04	241,02	225,91	212,00	199,06
70-74.....	488,91	471,53	453,48	435,07	415,44	396,24	378,63	361,87	344,11	327,22	311,21	296,02
75-79.....	629,00	611,86	593,79	575,08	555,05	534,15	515,43	497,53	477,96	459,17	441,16	424,04
80-84.....	789,92	772,63	754,27	735,19	714,27	692,37	672,99	654,29	633,46	613,38	594,02	575,43

a Les valeurs de 0e_0 indiquées entre parenthèses sont celles de l'espérance de vie à la naissance, pour l'ensemble des deux sexes, en années.

Niveau 60 (^o e ₀ = 50)	Niveau 65 (^o e ₀ = 52,5)	Niveau 70 (^o e ₀ = 55)	Niveau 75 (^o e ₀ = 57,6)	Niveau 80 (^o e ₀ = 60,4)	Niveau 85 (^o e ₀ = 63,2)	Niveau 90 (^o e ₀ = 65,8)	Niveau 95 (^o e ₀ = 68,2)	Niveau 100 (^o e ₀ = 70,2)	Niveau 105 (^o e ₀ = 71,7)	Niveau 110 (^o e ₀ = 73,0)	Niveau 115 (^o e ₀ = 73,9)	Sexe et âge (x) en années
<i>Sexe masculin</i>												
143,78	130,82	118,11	102,34	84,47	66,60	50,52	38,01	29,67	24,11	20,41	17,94	0
63,56	54,98	47,22	39,88	33,21	26,78	20,56	14,55	9,75	6,55	4,42	3,00	1-4
19,72	17,03	14,68	12,48	10,55	8,75	7,20	5,73	4,06	2,80	1,96	1,40	5-9
13,40	11,66	10,18	8,81	7,61	6,48	5,44	4,49	3,31	2,36	1,73	1,31	10-14
21,22	18,74	16,49	14,39	12,45	10,64	8,99	7,42	5,64	4,01	2,93	2,21	15-19
30,63	27,02	23,90	20,89	17,94	15,10	12,52	10,07	7,44	5,37	3,99	3,07	20-24
31,74	28,00	24,54	21,25	18,35	15,59	12,87	10,34	7,83	5,90	4,61	3,75	25-29
33,61	29,56	25,87	22,48	19,36	16,49	13,86	11,39	9,05	7,14	5,86	5,01	30-34
37,75	33,28	29,28	25,60	22,26	19,22	16,43	13,85	11,50	9,47	8,12	7,22	35-39
46,41	41,17	36,57	32,36	28,52	25,04	22,02	19,16	16,61	14,30	12,50	11,30	40-44
60,58	54,57	48,66	44,36	40,00	36,00	32,50	29,15	26,23	23,30	20,66	18,61	45-49
81,28	74,28	67,99	62,25	57,21	52,65	48,57	44,67	41,11	37,63	34,15	31,01	50-54
111,05	102,67	95,26	88,53	82,41	76,85	71,96	67,56	63,06	58,62	54,58	50,54	55-59
155,94	146,35	137,49	129,48	122,30	115,83	109,82	104,10	98,40	92,61	87,14	82,15	60-64
221,49	209,98	199,52	190,11	181,21	173,20	165,69	158,46	151,32	143,92	137,21	130,87	65-69
317,01	303,71	291,13	279,61	268,74	258,62	249,22	240,20	231,51	222,76	214,70	207,39	70-74
439,18	424,08	410,44	398,05	386,23	375,29	364,86	354,98	344,87	334,57	323,99	314,24	75-79
594,78	578,98	563,92	549,84	536,52	523,97	512,30	500,96	490,21	480,19	468,67	456,23	80-84

													<i>Sexe féminin</i>
123,75	111,54	99,58	85,99	70,59	55,19	41,33	30,55	23,37	18,58	15,39	13,26		0
62,64	53,92	45,50	38,41	31,17	24,24	18,03	12,27	8,22	5,52	3,72	2,52		1-4
19,73	16,88	14,39	12,03	9,82	7,77	5,89	4,23	3,01	2,08	1,46	1,05		5-9
14,68	12,65	10,81	9,05	7,40	5,86	4,53	3,36	2,49	1,79	1,32	1,01		10-14
21,65	18,78	16,22	13,74	11,43	9,24	7,25	5,48	4,17	2,99	2,20	1,67		15-19
29,42	25,59	22,06	18,63	15,54	12,61	9,89	7,44	5,51	4,01	3,01	2,35		20-24
31,75	27,51	23,73	20,09	16,74	13,55	10,88	8,47	6,41	4,83	3,78	3,08		25-29
33,45	29,01	25,11	21,44	18,04	14,91	12,25	9,81	7,79	6,12	5,00	4,26		30-34
35,73	31,08	27,03	23,23	19,81	16,69	14,11	11,68	9,70	7,99	6,85	6,09		35-39
39,94	35,11	30,94	27,06	23,62	20,48	17,76	15,21	13,19	11,49	10,17	9,29		40-44
49,06	43,80	39,20	34,93	31,17	27,71	24,78	21,99	19,79	17,94	16,28	14,99		45-49
63,98	57,83	52,50	47,53	43,06	38,91	35,37	32,01	29,47	27,15	25,41	23,85		50-54
86,36	79,12	72,54	66,29	60,76	55,65	50,91	46,47	43,37	40,78	38,84	37,38		55-59
125,54	116,32	107,95	99,95	92,57	85,61	79,59	73,84	69,81	66,61	63,41	61,01		60-64
186,71	175,46	164,76	154,38	144,98	136,09	128,27	120,77	115,32	110,49	105,77	101,05		65-69
280,98	266,86	253,73	241,01	229,29	218,09	208,12	198,52	191,33	184,00	176,35	168,88		70-74
407,31	391,61	376,08	360,75	346,50	332,80	320,43	308,53	299,75	291,47	281,04	270,15		75-79
557,17	540,05	523,83	507,96	493,16	478,85	465,91	453,25	443,51	434,43	423,99	412,71		80-84

TABLEAU III. SURVIVANTS D'ÂGE DONNÉ (I x) D'APRÈS LES TABLES TYPES DE MORTALITÉ
Niveau de la mortalité (ou époque de référence en années) ^a

Sexe et âge (x) en années	Niveau 0 (^o e ₀ = 20)	Niveau 5 (^o e ₀ = 22,5)	Niveau 10 (^o e ₀ = 25)	Niveau 15 (^o e ₀ = 27,5)	Niveau 20 (^o e ₀ = 30)	Niveau 25 (^o e ₀ = 32,5)	Niveau 30 (^o e ₀ = 35)	Niveau 35 (^o e ₀ = 37,5)	Niveau 40 (^o e ₀ = 40)	Niveau 45 (^o e ₀ = 42,5)	Niveau 50 (^o e ₀ = 45)	Niveau 55 (^o e ₀ = 47,5)
<i>Sexe masculin</i>												
0.....	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000
1.....	66.769	68.545	70.951	72.807	74.441	75.962	77.535	79.075	80.427	81.761	83.091	84.347
5.....	48.876	52.418	56.217	59.395	62.201	64.819	67.389	69.878	72.050	74.198	76.272	78.230
10.....	44.523	48.335	52.372	55.812	58.871	61.745	64.558	67.288	69.672	72.040	74.316	76.466
15.....	42.044	45.956	50.088	53.648	56.831	59.835	62.778	65.641	68.147	70.641	73.036	75.301
20.....	39.182	43.088	47.230	50.857	54.123	57.231	60.301	63.304	65.943	68.583	71.117	73.518
25.....	35.820	39.643	43.726	47.368	50.664	53.834	57.024	60.154	62.941	65.740	68.441	71.013
30.....	32.226	35.980	40.021	43.697	47.064	50.337	53.666	56.939	59.888	62.860	65.744	68.496
35.....	28.373	32.075	36.090	39.823	43.282	46.682	50.168	53.602	56.727	59.885	62.965	65.910
40.....	24.198	27.850	31.843	35.644	39.207	42.750	46.404	50.009	53.321	56.676	59.963	63.112
45.....	19.733	23.284	27.207	31.040	34.681	38.348	42.154	45.918	49.425	52.989	56.482	59.834
50.....	15.307	18.634	22.367	26.122	29.761	33.482	37.368	41.230	44.894	48.634	52.300	55.828
55.....	11.332	14.272	17.648	21.156	24.629	28.248	32.085	35.933	39.649	43.456	47.233	50.877
60.....	7.900	10.306	13.155	16.228	19.353	22.688	26.299	29.978	33.603	37.359	41.120	44.781
65.....	5.132	6.925	9.125	11.596	14.188	17.031	20.199	23.497	26.824	30.325	33.873	37.364
70.....	2.975	4.152	5.654	7.417	9.329	11.495	14.002	16.684	19.466	22.456	25.553	28.654
75.....	1.399	2.031	2.876	3.921	5.109	6.511	8.201	10.076	12.102	14.341	16.733	19.185
80.....	483	738	1.099	1.574	2.143	2.855	3.757	4.805	5.993	7.354	8.867	10.470
85.....	90	150	245	382	558	798	1.125	1.532	2.023	2.616	3.310	4.080

<i>Sexe féminin</i>												
0.....	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000
1.....	69.324	71.334	73.185	74.899	76.627	78.252	79.675	81.075	82.441	83.799	85.095	86.360
5.....	50.372	54.212	57.679	60.823	63.834	66.658	69.144	71.552	73.805	76.041	78.133	80.148
10.....	45.703	49.818	53.575	57.004	60.294	63.400	66.151	68.819	71.307	73.783	76.095	78.320
15.....	42.805	47.025	50.913	54.486	57.925	61.189	64.095	66.921	69.554	72.182	74.637	77.000
20.....	39.519	43.715	47.638	51.289	54.843	58.245	61.300	64.290	67.090	69.900	72.540	75.091
25.....	35.771	39.851	43.731	47.399	51.044	54.574	57.763	60.895	63.905	66.933	69.792	72.569
30.....	31.724	35.699	39.552	43.257	46.994	50.656	54.003	57.300	60.539	63.809	66.929	69.943
35.....	27.532	31.417	35.258	39.018	42.860	46.671	50.189	53.664	57.137	60.655	64.013	67.263
40.....	23.316	27.109	30.940	34.757	38.700	42.660	46.348	49.998	53.698	57.458	61.041	64.515
45.....	19.344	23.006	26.781	30.613	34.615	38.686	42.507	46.299	50.180	54.139	57.919	61.594
50.....	15.648	19.093	22.723	26.481	30.452	34.547	38.437	42.313	46.318	50.421	54.363	58.211
55.....	12.222	15.324	18.680	22.235	26.067	30.084	33.945	37.822	41.885	46.075	50.107	54.083
60.....	9.134	11.769	14.709	17.911	21.451	25.239	28.937	32.696	36.706	40.883	44.942	48.979
65.....	6.324	8.380	10.753	13.423	16.474	19.824	23.162	26.616	30.392	34.381	38.331	42.319
70.....	3.920	5.344	7.052	9.046	11.420	14.110	16.860	19.775	23.067	26.614	30.205	33.895
75.....	2.003	2.824	3.854	5.110	6.676	8.519	10.476	12.619	15.129	17.905	20.805	23.861
80.....	743	1.096	1.566	2.171	2.970	3.969	5.076	6.341	7.898	9.684	11.627	13.743
85.....	156	249	385	575	849	1.221	1.660	2.192	2.895	3.744	4.720	5.835

Niveau 60 (⁰ e ₀ = 50)	Niveau 65 (⁰ e ₀ = 52,5)	Niveau 70 (⁰ e ₀ = 55)	Niveau 75 (⁰ e ₀ = 57,6)	Niveau 80 (⁰ e ₀ = 60,4)	Niveau 85 (⁰ e ₀ = 63,2)	Niveau 90 (⁰ e ₀ = 65,8)	Niveau 95 (⁰ e ₀ = 68,2)	Niveau 100 (⁰ e ₀ = 70,2)	Niveau 105 (⁰ e ₀ = 71,7)	Niveau 110 (⁰ e ₀ = 73,0)	Niveau 115 (⁰ e ₀ = 73,9)	Sexe et âge (x) en années
												<i>Sexe masculin</i>
100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	0
85.622	86.918	88.189	89.766	91.553	93.340	94.948	96.199	97.033	97.589	97.959	98.206	1
80.180	82.139	84.025	86.186	88.513	90.840	92.996	94.799	96.087	96.950	97.526	97.911	5
78.599	80.740	82.792	85.110	87.579	90.045	92.326	94.256	95.697	96.679	97.335	97.774	10
77.546	79.799	81.949	84.360	86.913	89.462	91.824	93.838	95.380	96.451	97.167	97.646	15
75.900	78.304	80.598	83.146	85.831	88.510	90.999	93.142	94.842	96.064	96.882	97.430	20
73.575	76.188	78.672	81.409	84.291	87.173	89.860	92.204	94.136	95.548	96.495	97.131	25
71.240	74.055	76.741	79.679	82.744	85.814	88.704	91.251	93.399	94.984	96.050	96.767	30
68.846	71.866	74.756	77.888	81.142	84.399	87.475	90.212	92.554	94.306	95.487	96.282	35
66.247	69.474	72.567	75.894	79.336	82.777	86.038	88.963	91.490	93.413	94.712	95.587	40
63.172	66.614	69.913	73.438	77.073	80.704	84.143	87.258	89.970	92.077	93.528	94.507	45
59.345	62.979	66.511	70.180	73.990	77.799	81.408	84.714	87.610	89.932	91.596	92.748	50
54.521	58.301	61.989	65.811	69.757	73.703	77.454	80.930	84.008	86.548	88.468	89.872	55
48.466	52.315	56.084	59.985	64.008	68.039	71.880	75.462	78.710	81.475	83.639	85.330	60
40.908	44.659	48.373	52.218	56.180	60.158	63.986	67.606	70.965	73.930	76.351	78.320	65
31.847	35.282	38.722	42.291	46.000	49.739	53.384	56.893	60.227	63.290	65.875	68.070	70
21.751	24.567	27.449	30.466	33.638	36.875	40.080	43.227	46.284	49.192	51.732	53.953	75
12.198	14.149	16.183	18.339	20.646	23.036	25.456	27.882	30.322	32.734	34.971	36.999	80
4.943	5.957	7.057	8.255	9.569	10.966	12.415	13.914	15.458	17.015	18.581	20.119	85

											<i>Sexe féminin</i>		
100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	0
87.625	88.846	90.042	91.401	92.941	94.481	95.867	96.945	97.663	98.142	98.461	98.674	1	
82.136	84.055	85.945	87.890	90.044	92.191	94.139	95.755	96.860	97.600	98.095	98.425	5	
80.515	82.636	84.708	86.833	89.160	91.475	93.585	95.350	96.568	97.397	97.952	98.322	10	
79.333	81.591	83.792	86.047	88.500	90.939	93.161	95.030	96.328	97.223	97.823	98.223	15	
77.615	80.059	82.433	84.865	87.488	90.099	92.486	94.509	95.926	96.932	97.608	98.059	20	
75.332	78.010	80.615	83.284	86.128	88.963	91.571	93.806	95.397	96.543	97.314	97.829	25	
72.940	75.864	78.702	81.611	84.686	87.758	90.575	93.011	94.786	96.077	96.946	97.528	30	
70.500	73.663	76.726	79.861	83.158	86.450	89.465	92.099	94.048	95.489	96.461	97.113	35	
67.981	71.374	74.652	78.006	81.511	85.007	88.203	91.023	93.136	94.726	95.800	96.522	40	
65.266	68.868	72.342	75.895	79.586	83.266	86.637	89.639	91.908	93.638	94.826	95.625	45	
62.064	65.852	69.506	73.244	77.105	80.959	84.490	87.668	90.089	91.958	93.282	94.192	50	
58.093	62.044	65.857	69.763	73.785	77.809	81.502	84.862	87.474	89.461	90.912	91.946	55	
53.076	57.135	61.080	65.138	69.302	73.479	77.353	80.918	83.642	85.813	87.381	88.509	60	
46.413	50.489	54.486	58.627	62.887	67.188	71.196	74.943	77.803	80.097	81.840	83.109	65	
37.747	41.630	45.509	49.576	53.770	58.044	62.064	65.892	68.831	71.247	73.184	74.711	70	
27.141	30.521	33.962	37.628	41.441	45.385	49.147	52.811	55.662	58.138	60.278	62.094	75	
16.086	18.569	21.190	24.054	27.082	30.281	33.399	36.517	38.977	41.193	43.337	45.319	80	
7.123	8.541	10.090	11.836	13.726	15.781	17.838	19.966	21.690	23.298	24.963	26.615	85	

TABLEAU IV. SURVIVANTS DANS CHAQUE GROUPE D'ÂGE (Lx) D'APRÈS LES TABLES TYPES DE MORTALITÉ
Niveau de la mortalité (ou époque de référence en années)^a

Sexe et âge (x) en années	Niveau 0 (⁰ e ₀ = 20)	Niveau 5 (⁵ e ₀ = 22,5)	Niveau 10 (¹⁰ e ₀ = 25)	Niveau 15 (¹⁵ e ₀ = 27,5)	Niveau 20 (²⁰ e ₀ = 30)	Niveau 25 (²⁵ e ₀ = 32,5)	Niveau 30 (³⁰ e ₀ = 35)	Niveau 35 (³⁵ e ₀ = 37,5)	Niveau 40 (⁴⁰ e ₀ = 40)	Niveau 45 (⁴⁵ e ₀ = 42,5)	Niveau 50 (⁵⁰ e ₀ = 45)	Niveau 55 (⁵⁵ e ₀ = 47,5)
<i>Sexe masculin</i>												
T ₀	1.980.306	2.214.814	2.475.323	2.722.611	2.957.495	3.194.138	3.441.523	3.689.987	3.924.285	4.165.152	4.404.679	4.637.355
0-4	304.577	316.722	331.076	342.668	352.891	362.419	371.985	381.293	389.437	397.482	405.362	412.803
5-9	233.498	252.882	271.472	288.018	302.680	316.410	329.868	342.915	354.305	365.595	376.470	386.740
10-14	216.418	235.728	256.150	273.650	289.255	303.950	318.340	332.322	344.548	356.702	368.380	379.418
15-19	203.065	222.610	243.295	261.262	277.385	292.665	307.698	322.362	335.225	348.060	360.382	372.048
20-24	187.505	206.828	227.390	245.562	261.968	277.662	293.312	308.645	322.210	335.808	348.895	361.328
25-29	170.115	189.058	209.368	227.662	244.320	260.428	276.725	292.732	307.072	321.500	335.462	348.772
30-34	151.498	170.138	190.278	208.800	225.865	242.548	259.585	276.352	291.538	306.862	321.772	336.0155
35-39	131.428	149.812	169.832	188.668	206.222	223.580	241.430	259.028	275.120	291.402	307.320	322.555
40-44	109.828	127.835	147.625	166.710	184.720	202.745	221.395	239.818	256.865	274.162	291.112	307.36
45-49	87.600	104.795	123.935	142.905	161.105	179.575	198.805	217.870	235.798	254.058	271.955	289.155
50-54	66.598	82.265	100.038	118.195	135.975	154.325	173.632	192.908	211.358	230.225	248.832	266.762
55-59	48.080	61.445	77.008	93.460	109.955	127.340	145.960	164.778	183.130	202.038	220.882	239.145
60-64	32.580	43.078	55.700	69.560	83.852	99.298	116.245	133.688	151.068	169.210	187.482	205.362
65-69	20.268	27.692	36.948	47.532	58.792	71.315	85.502	100.452	115.725	131.952	148.565	165.045
70-74	10.935	15.458	21.325	28.345	36.095	45.015	55.508	66.900	78.920	91.992	105.715	119.598
75-79	4.705	6.922	9.938	13.738	18.130	23.415	29.895	37.202	45.238	54.238	64.000	74.138
80-84	1.432	2.220	3.360	4.890	6.752	9.132	12.205	15.842	20.040	24.925	30.442	36.375
85+	176	326	585	986	1.533	2.316	3.433	4.880	6.688	8.941	11.651	14.731

<i>Sexe féminin</i>												
T ₀	2.019.694	2.271.979	2.524.846	2.777.294	3.040.235	3.307.683	3.559.943	3.813.632	4.074.257	4.343.703	4.605.783	4.866.027
0-4.....	314.490	327.880	340.066	351.211	362.113	372.350	381.341	390.108	398.459	406.753	414.581	422.165
5-9.....	240.188	260.075	278.135	294.568	310.320	325.145	338.238	350.928	362.780	374.560	385.570	396.170
10-14.....	221.270	242.108	261.220	278.725	295.548	311.472	325.615	339.350	352.152	364.912	376.830	388.300
15-19.....	205.810	226.850	246.378	264.438	281.920	298.585	313.488	328.028	341.610	355.205	367.942	380.228
20-24.....	188.225	208.915	228.422	246.720	264.718	282.048	297.658	312.962	327.488	342.082	355.830	369.150
25-29.....	168.738	188.875	208.208	226.640	245.095	263.075	279.415	295.488	311.110	326.855	341.802	356.280
30-34.....	148.140	167.790	187.025	205.688	224.635	243.318	260.480	277.410	294.190	311.160	327.355	343.015
35-39.....	127.120	146.315	165.495	184.438	203.900	223.328	241.342	259.155	277.088	295.282	312.635	329.445
40-44.....	106.650	125.288	144.302	163.425	183.288	203.365	222.138	240.742	259.695	278.992	297.400	315.272
45-49.....	87.480	105.248	123.760	142.735	162.668	183.082	202.360	221.530	241.245	261.400	280.705	299.512
50-54.....	69.675	86.042	103.508	121.790	141.298	161.578	180.955	200.338	220.508	241.240	261.175	280.735
55-59.....	53.390	67.732	83.472	100.365	118.795	138.308	157.205	176.295	196.478	217.395	237.622	257.655
60-64.....	38.645	50.372	63.655	78.335	94.812	112.658	130.248	148.280	167.745	188.160	208.182	228.245
65-69.....	25.610	34.310	44.512	56.172	69.735	84.835	100.055	115.978	133.648	152.488	171.340	190.535
70-74.....	14.808	20.420	27.265	35.390	45.240	56.572	68.340	80.985	95.490	111.298	127.525	144.390
75-79.....	6.865	9.800	13.550	18.202	24.115	31.220	38.880	47.400	57.568	68.972	81.080	94.010
80-84.....	2.248	3.362	4.878	6.865	9.548	12.975	16.840	21.332	26.982	33.570	40.868	48.945
85+.....	342	597	995	1.587	2.487	3.769	5.345	7.323	10.021	13.379	17.341	21.975

^a Les valeurs de "e" indiquées entre parenthèses sont celles de l'espérance de vie à la naissance, pour l'ensemble des deux sexes, en années.

Niveau 60 (^o e ₀ = 50)	Niveau 65 (^o e ₀ = 52,5)	Niveau 70 (^o e ₀ = 55)	Niveau 75 (^o e ₀ = 57,6)	Niveau 80 (^o e ₀ = 60,4)	Niveau 85 (^o e ₀ = 63,2)	Niveau 90 (^o e ₀ = 65,8)	Niveau 95 (^o e ₀ = 68,2)	Niveau 100 (^o e ₀ = 70,2)	Niveau 105 (^o e ₀ = 71,7)	Niveau 110 (^o e ₀ = 73,0)	Niveau 115 (^o e ₀ = 73,9)	Sexe et âge (x) en années
												<i>Sexe masculin</i>
4.872.148	5.117.013	5.356.512	5.613.376	5.882.432	6.153.098	6.411.344	6.647.631	6.855.509	7.027.221	7.160.427	7.264.597	T ₀
420.276	427.825	435.153	443.871	453.493	463.115	471.904	479.005	483.920	487.206	489.396	490.859	0-4
396.948	407.198	417.042	428.240	440.230	452.212	463.305	472.638	479.460	484.072	487.152	489.212	5-9
390.362	401.348	411.852	423.675	436.230	448.768	460.375	470.235	477.692	482.825	486.255	488.550	10-14
383.615	395.258	406.368	418.765	431.860	444.930	457.058	467.450	475.555	481.288	485.122	487.690	15-19
373.688	386.230	398.175	411.388	425.305	439.208	452.148	463.365	472.445	479.030	483.442	486.402	20-24
362.038	375.608	388.532	402.720	417.588	432.468	446.410	458.638	468.838	476.330	481.362	484.745	25-29
350.215	364.802	378.742	393.918	409.715	425.532	440.448	453.658	464.882	473.225	478.842	482.622	30-34
337.732	353.350	368.308	384.455	401.195	417.940	433.782	447.938	460.110	469.298	475.498	479.672	35-39
323.548	340.220	356.200	373.330	391.022	408.702	425.452	440.552	453.650	463.725	470.600	475.235	40-44
306.292	323.982	341.060	359.045	377.658	396.258	413.878	429.930	443.950	455.022	462.810	468.138	45-49
284.665	303.200	321.250	339.978	359.368	378.755	397.155	414.110	429.045	441.200	450.160	456.550	50-54
257.468	276.540	295.182	314.490	334.412	354.355	373.335	390.980	406.795	420.058	430.268	438.005	55-59
223.435	242.435	261.142	280.508	300.470	320.492	339.665	357.670	374.188	388.512	399.975	409.125	60-64
181.888	199.852	217.738	236.272	255.450	274.742	293.425	311.248	327.980	343.050	355.565	365.975	65-69
133.995	149.622	165.428	181.892	199.095	216.535	233.660	250.300	266.278	281.205	294.018	305.058	70-74
84.872	96.790	109.080	122.012	135.710	149.778	163.840	177.772	191.515	204.815	216.758	227.380	75-79
42.852	50.265	58.100	66.485	75.538	85.005	94.678	104.490	114.450	124.372	133.880	142.795	80-84
12.259	22.488	27.160	32.332	38.093	44.303	50.826	57.652	64.756	71.988	79.324	86.584	85+

												<i>Sexe féminin</i>
5.130.792	5.393.553	5.652.382	5.921.457	6.204.598	6.490.665	6.756.688	6.998.544	7.180.317	7.323.693	7.434.057	7.519.058	T ₀
429.692	436.957	444.096	451.782	460.386	468.976	476.739	482.990	487.213	490.036	491.921	493.179	0-4
406.628	416.728	426.632	436.808	448.010	459.165	469.310	477.762	483.570	487.492	490.118	491.868	5-9
399.620	410.568	421.250	432.200	444.150	456.035	466.865	475.950	482.240	486.550	489.438	491.362	10-14
392.370	404.125	415.562	427.280	439.970	452.595	464.118	473.848	480.635	485.388	488.578	490.705	15-19
382.368	395.172	407.620	420.372	434.040	447.655	460.142	470.788	478.308	483.688	487.305	489.720	20-24
370.680	384.685	398.292	412.238	427.035	441.802	455.365	467.042	475.458	481.550	485.650	488.392	25-29
358.600	373.818	388.570	403.680	419.610	435.520	450.100	462.775	472.085	478.915	483.518	486.602	30-34
346.202	362.592	378.445	394.668	411.672	428.642	444.170	457.805	467.960	475.538	480.652	484.088	35-39
333.118	350.605	367.485	384.752	402.742	420.682	437.100	451.655	462.610	470.910	476.565	480.368	40-44
318.325	336.800	354.620	372.848	391.728	410.562	427.818	443.268	454.992	463.990	470.270	474.542	45-49
300.392	319.740	338.408	357.518	377.275	396.920	414.980	431.325	443.808	453.548	460.485	465.345	50-54
277.922	297.948	317.342	337.252	357.718	378.220	397.138	414.450	427.690	438.185	445.732	451.138	55-59
248.722	269.060	288.915	309.412	330.472	351.668	371.372	389.652	403.612	414.775	423.052	429.045	60-64
210.400	230.298	249.988	270.508	291.642	313.080	333.150	352.088	366.585	378.500	387.560	394.550	65-69
162.220	180.378	198.678	218.010	238.028	258.572	278.028	296.758	311.232	323.462	333.655	342.012	70-74
108.068	122.725	137.880	154.205	171.308	189.165	206.365	223.320	236.598	248.328	259.038	268.532	75-79
58.022	67.775	78.200	89.725	102.020	115.155	128.092	141.208	151.668	161.228	170.750	179.835	80-84
27.443	33.579	40.399	48.199	56.792	66.251	75.836	85.860	94.053	101.750	109.770	117.775	85+

TABLEAU V. TAUX DE SURVIE (Px) D'APRÈS LES TABLES TYPES DE MORTALITÉ
Niveau de la mortalité (ou époque de référence en années)k

Sexe et âge (x) en années	Niveau 0 (⁰ e ₀ = 20)	Niveau 5 (⁰ e ₀ = 22,5)	Niveau 10 (⁰ e ₀ = 25)	Niveau 15 (⁰ e ₀ = 27,5)	Niveau 20 (⁰ e ₀ = 30)	Niveau 25 (⁰ e ₀ = 32,5)	Niveau 30 (⁰ e ₀ = 35)	Niveau 35 (⁰ e ₀ = 37,5)	Niveau 40 (⁰ e ₀ = 40)	Niveau 45 (⁰ e ₀ = 42,5)	Niveau 50 (⁰ e ₀ = 45)	Niveau 55 (⁰ e ₀ = 47,5)
<i>Sexe masculin</i>												
(Naissances)	(0,6092)	(0,6334)	(0,6622)	(0,6853)	(0,7058)	(0,7248)	(0,7440)	(0,7626)	(0,7789)	(0,7950)	(0,8107)	(0,8256)
0-4	0,7666	0,7953	0,8200	0,8405	0,8577	0,8731	0,8868	0,8993	0,9098	0,9198	0,9287	0,9369
5-9	0,9269	0,9359	0,9436	0,9501	0,9556	0,9606	0,9651	0,9691	0,9725	0,9757	0,9785	0,9811
10-14	0,9383	0,9444	0,9498	0,9547	0,9590	0,9629	0,9666	0,9700	0,9729	0,9758	0,9783	0,9806
15-19	0,9234	0,9291	0,9346	0,9399	0,9444	0,9487	0,9532	0,9574	0,9612	0,9648	0,9681	0,9712
20-24	0,9073	0,9141	0,9207	0,9271	0,9326	0,9379	0,9434	0,9484	0,9530	0,9574	0,9615	0,9653
25-29	0,8906	0,8999	0,9088	0,9171	0,9245	0,9313	0,9381	0,9440	0,9494	0,9545	0,9592	0,9634
30-34	0,8675	0,8805	0,8925	0,9036	0,9130	0,9218	0,9301	0,9373	0,9437	0,9496	0,9551	0,9599
35-39	0,8357	0,8533	0,8692	0,8836	0,8957	0,9068	0,9170	0,9258	0,9336	0,9408	0,9473	0,9529
40-44	0,7976	0,8198	0,8395	0,8572	0,8722	0,8857	0,8980	0,9085	0,9180	0,9267	0,9342	0,9408
45-49	0,7603	0,7850	0,8072	0,8271	0,8440	0,8594	0,8734	0,8854	0,8964	0,9062	0,9150	0,9226
50-54	0,7219	0,7469	0,7698	0,7907	0,8086	0,8251	0,8406	0,8542	0,8664	0,8776	0,8877	0,8965
55-59	0,6776	0,7011	0,7233	0,7443	0,7626	0,7798	0,7964	0,8113	0,8249	0,8375	0,8488	0,8587
60-64	0,6221	0,6428	0,6633	0,6833	0,7011	0,7182	0,7355	0,7514	0,7660	0,7798	0,7924	0,8037
65-69	0,5395	0,5582	0,5772	0,5963	0,6139	0,6312	0,6492	0,6660	0,6820	0,6972	0,7116	0,7246
70-74	0,4303	0,4478	0,4660	0,4847	0,5023	0,5202	0,5386	0,5561	0,5732	0,5896	0,6054	0,6199
75-79	0,3044	0,3207	0,3381	0,3559	0,3724	0,3900	0,4083	0,4258	0,4430	0,4595	0,4757	0,4906
(80+)	(0,1095)	(0,1280)	(0,1483)	(0,1678)	(0,1850)	(0,2023)	(0,2195)	(0,2355)	(0,2502)	(0,2640)	(0,2768)	(0,2882)

<i>Sexe féminin</i>												
(Naissances).....	(0,6290)	(0,6558)	(0,6801)	(0,7024)	(0,7242)	(0,7447)	(0,7627)	(0,7802)	(0,7969)	(0,8135)	(0,8292)	(0,8443)
0-4.....	0,7637	0,7932	0,8179	0,8387	0,8570	0,8732	0,8870	0,8996	0,9105	0,9209	0,9300	0,9384
5-9.....	0,9212	0,9309	0,9392	0,9462	0,9524	0,9579	0,9627	0,9670	0,9707	0,9742	0,9773	0,9801
10-14.....	0,9301	0,9370	0,9432	0,9487	0,9539	0,9586	0,9628	0,9666	0,9701	0,9734	0,9764	0,9792
15-19.....	0,9146	0,9209	0,9271	0,9330	0,9390	0,9446	0,9495	0,9541	0,9587	0,9631	0,9671	0,9709
20-24.....	0,8965	0,9041	0,9115	0,9186	0,9259	0,9327	0,9387	0,9442	0,9500	0,9555	0,9606	0,9651
25-29.....	0,8779	0,8884	0,8983	0,9076	0,9165	0,9249	0,9322	0,9388	0,9456	0,9520	0,9577	0,9628
30-34.....	0,8581	0,8720	0,8849	0,8967	0,9077	0,9178	0,9265	0,9342	0,9419	0,9490	0,9550	0,9604
35-39.....	0,8390	0,8563	0,8719	0,8861	0,8989	0,9106	0,9204	0,9289	0,9372	0,9448	0,9513	0,9570
40-44.....	0,8203	0,8400	0,8576	0,8734	0,8875	0,9003	0,9110	0,9202	0,9290	0,9369	0,9439	0,9500
45-49.....	0,7965	0,8175	0,8364	0,8533	0,8686	0,8825	0,8942	0,9043	0,9140	0,9229	0,9304	0,9373
50-54.....	0,7663	0,7872	0,8064	0,8241	0,8407	0,8560	0,8688	0,8800	0,8910	0,9012	0,9098	0,9178
55-59.....	0,7238	0,7437	0,7626	0,7805	0,7981	0,8145	0,8285	0,8411	0,8538	0,8655	0,8761	0,8859
60-64.....	0,6627	0,6811	0,6993	0,7171	0,7355	0,7530	0,7682	0,7822	0,7967	0,8104	0,8230	0,8348
65-69.....	0,5782	0,5952	0,6125	0,6300	0,6487	0,6668	0,6830	0,6983	0,7145	0,7299	0,7443	0,7578
70-74.....	0,4636	0,4799	0,4970	0,5143	0,5330	0,5519	0,5689	0,5853	0,6029	0,6197	0,6358	0,6511
75-79.....	0,3275	0,3431	0,3600	0,3772	0,3959	0,4156	0,4331	0,4500	0,4687	0,4867	0,5040	0,5206
(80+).....	(0,1320)	(0,1508)	(0,1694)	(0,1878)	(0,2066)	(0,2251)	(0,2409)	(0,2556)	(0,2708)	(0,2850)	(0,2979)	(0,3099)

* Les valeurs de e_0 indiquées entre parenthèses sont celles de l'espérance de vie à la naissance, pour l'ensemble des deux sexes, en années.

Niveau 60 ($e_0 = 50$)	Niveau 65 ($e_0 = 52,5$)	Niveau 70 ($e_0 = 55$)	Niveau 75 ($e_0 = 57,6$)	Niveau 80 ($e_0 = 60,4$)	Niveau 85 ($e_0 = 63,2$)	Niveau 90 ($e_0 = 65,8$)	Niveau 95 ($e_0 = 68,2$)	Niveau 100 ($e_0 = 70,2$)	Niveau 105 ($e_0 = 71,7$)	Niveau 110 ($e_0 = 73,0$)	Niveau 115 ($e_0 = 73,9$)	Sexe et âge (x) en années
<i>Sexe masculin</i>												
(0,8406)	(0,8557)	(0,8703)	(0,8877)	(0,9070)	(0,9262)	(0,9438)	(0,9580)	(0,9678)	(0,9744)	(0,9788)	(0,9817)	(Naissances)
0,9445	0,9518	0,9584	0,9648	0,9708	0,9765	0,9818	0,9867	0,9908	0,9936	0,9954	0,9966	0-4
0,9834	0,9856	0,9876	0,9893	0,9909	0,9924	0,9937	0,9949	0,9963	0,9974	0,9982	0,9986	5-9
0,9827	0,9848	0,9867	0,9884	0,9900	0,9914	0,9928	0,9941	0,9955	0,9968	0,9977	0,9982	10-14
0,9741	0,9772	0,9798	0,9824	0,9848	0,9871	0,9893	0,9913	0,9935	0,9953	0,9965	0,9974	15-19
0,9688	0,9725	0,9758	0,9789	0,9819	0,9847	0,9873	0,9898	0,9924	0,9944	0,9957	0,9966	20-24
0,9673	0,9712	0,9748	0,9781	0,9811	0,9840	0,9866	0,9891	0,9916	0,9935	0,9948	0,9956	25-29
0,9644	0,9686	0,9725	0,9760	0,9792	0,9822	0,9849	0,9874	0,9897	0,9917	0,9930	0,9939	30-34
0,9580	0,9628	0,9671	0,9711	0,9746	0,9779	0,9808	0,9835	0,9860	0,9881	0,9897	0,9907	35-39
0,9467	0,9523	0,9575	0,9617	0,9658	0,9696	0,9728	0,9759	0,9786	0,9812	0,9835	0,9851	40-44
0,9294	0,9359	0,9419	0,9469	0,9516	0,9558	0,9596	0,9632	0,9664	0,9696	0,9727	0,9752	45-49
0,9045	0,9121	0,9189	0,9250	0,9306	0,9356	0,9400	0,9441	0,9481	0,9521	0,9558	0,9594	50-54
0,8678	0,8767	0,8847	0,8919	0,8985	0,9044	0,9098	0,9148	0,9198	0,9249	0,9296	0,9341	55-59
0,8141	0,8244	0,8338	0,8423	0,8502	0,8573	0,8639	0,8702	0,8765	0,8830	0,8890	0,8945	60-64
0,7367	0,7487	0,7598	0,7698	0,7794	0,7881	0,7963	0,8042	0,8119	0,8197	0,8269	0,8335	65-69
0,6334	0,6469	0,6594	0,6708	0,6816	0,6917	0,7012	0,7102	0,7192	0,7283	0,7372	0,7454	70-74
0,5049	0,5193	0,5326	0,5449	0,5566	0,5675	0,5779	0,5878	0,5976	0,6072	0,6176	0,6286	75-79
(0,2988)	(0,3091)	(0,3186)	(0,3272)	(0,3352)	(0,3426)	(0,3493)	(0,3556)	(0,3613)	(0,3666)	(0,3721)	(0,3775)	(80+)

												<i>Sexe féminin</i>
(0,8594)	(0,8739)	(0,8882)	(0,9036)	(0,9208)	(0,9380)	(0,9535)	(0,9660)	(0,9744)	(0,9801)	(0,9838)	(0,9864)	(Naissances)
0,9463	0,9537	0,9607	0,9669	0,9731	0,9791	0,9844	0,9892	0,9925	0,9948	0,9963	0,9973	0-4
0,9828	0,9852	0,9874	0,9895	0,9914	0,9932	0,9948	0,9962	0,9972	0,9981	0,9986	0,9990	5-9
0,9819	0,9843	0,9865	0,9286	0,9906	0,9925	0,9941	0,9956	0,9967	0,9976	0,9982	0,9987	10-14
0,9745	0,9778	0,9809	0,9838	0,9865	0,9891	0,9914	0,9935	0,9952	0,9965	0,9974	0,9980	15-19
0,9694	0,9735	0,9771	0,9807	0,9839	0,9869	0,9896	0,9920	0,9940	0,9956	0,9966	0,9973	20-24
0,9674	0,9718	0,9756	0,9792	0,9826	0,9858	0,9884	0,9909	0,9929	0,9945	0,9956	0,9963	25-29
0,9654	0,9700	0,9739	0,9777	0,9811	0,9842	0,9868	0,9893	0,9913	0,9929	0,9941	0,9948	30-34
0,9622	0,9669	0,9710	0,9749	0,9783	0,9814	0,9841	0,9866	0,9886	0,9903	0,9915	0,9923	35-39
0,9556	0,9606	0,9650	0,9691	0,9727	0,9759	0,9788	0,9814	0,9835	0,9853	0,9868	0,9879	40-44
0,9437	0,9493	0,9543	0,9589	0,9631	0,9668	0,9700	0,9731	0,9754	0,9775	0,9792	0,9806	45-49
0,9252	0,9318	0,9377	0,9433	0,9482	0,9529	0,9570	0,9609	0,9637	0,9661	0,9680	0,9695	50-54
0,8949	0,9030	0,9104	0,9175	0,9238	0,9298	0,9351	0,9402	0,9437	0,9466	0,9491	0,9510	55-59
0,8459	0,8559	0,8653	0,8743	0,8825	0,8903	0,8971	0,9036	0,9083	0,9122	0,9161	0,9196	60-64
0,7710	0,7832	0,7948	0,8059	0,8162	0,8259	0,8345	0,8429	0,8490	0,8549	0,8609	0,8668	65-69
0,6662	0,6804	0,6940	0,7073	0,7197	0,7316	0,7422	0,7525	0,7602	0,7677	0,7764	0,7852	70-74
0,5369	0,5523	0,5672	0,5819	0,5955	0,6088	0,6207	0,6323	0,6410	0,6493	0,6592	0,6697	75-79
(0,3211)	(0,3313)	(0,3406)	(0,3495)	(0,3576)	(0,3652)	(0,3719)	(0,3781)	(0,3828)	(0,3869)	(0,3913)	(0,3957)	(80+)

CHAPITRE VI

D) Correction des résultats du recensement par âge et sexe

« Jamais un recensement fait dans un pays quelconque n'a été complètement exact. Les erreurs sont dues aux principales causes suivantes :

- a) Le système de recensement,
- b) La mesure dans laquelle les recenseurs ont effectué le travail sur place d'une manière complète et exacte,
- c) Les données fournies par les intéressés,
- d) L'exactitude des différentes méthodes de travail dans les bureaux,
- e) L'exactitude de l'impression ou autres méthodes de reproduction (1). »

Les erreurs que contiennent les chiffres publiés sur la population totale et sur l'importance des différents groupes d'âge et sexe peuvent être dues à l'une quelconque de ces causes, mais elles sont généralement du type (b), (c) et (e). Il s'ensuit que les corrections généralement nécessaires pour améliorer les données fournies sur les groupes par âge et sexe traitent de deux phénomènes principaux, à savoir les erreurs de comptage, les indications d'âge erronées.

Théoriquement, deux types d'erreurs de comptage sont possibles : les omissions et les comptages multiples. Cependant, il est généralement admis qu'il est beaucoup plus facile et, par voie de conséquence, beaucoup plus fréquent, qu'une personne n'ait pas été décomptée, plutôt que comptée deux fois, de sorte que lorsqu'une erreur se produit dans l'importance d'un groupe d'âge et de sexe, elle a plutôt tendance à être une omission nette plutôt qu'un double comptage. Le groupe d'âge qui, presque toujours, contient des omissions est celui de « moins de cinq ans d'âge » (surtout moins d'un an) pour les deux sexes.

(1) A. J. JAFFE, *Handbook of Statistical Methods for Demographers*, op. cit., p. 85.

Dans certains cas, cependant, certains groupes d'âge et sexe sont indiqués comme étant plus importants qu'ils le sont en réalité. Ceci est généralement dû au fait que certaines personnes n'indiquent pas un âge exact. Si de telles erreurs de déclaration étaient dues au hasard, elles pourraient se compenser dans la plupart des cas. Une personne indiquant un âge supérieur à celui qu'elle a en réalité, peut être compensée par une autre qui indiquerait un âge inférieur à la réalité. Malheureusement, cependant, dans la plupart des cas, les erreurs de déclaration contiennent une déformation permanente. On a constaté que, bien souvent, les femmes ont tendance à indiquer un âge inférieur à la réalité, tandis que les hommes, aussi bien que les femmes, ont tendance dans certains cas, à arrondir leur âge en indiquant un âge se terminant par un 5 ou un 0. L'erreur de déclaration d'âge produit une déformation dans le groupe d'âge et sexe correspondant tandis qu'une erreur de comptage affecte l'exactitude aussi bien des groupes d'âge et de sexe que de la population *totale* indiquée.

Evaluation et ajustement des résultats de recensement par âge et sexe.

Il existe un certain nombre de méthodes qui peuvent être utilisées pour essayer de déterminer l'existence d'erreurs dans les données de recensement sur l'âge et le sexe (1). Aucune cependant n'est applicable à toutes les situations. En outre, dans la plupart des cas, seuls les écarts les plus évidents entre les effectifs réels et les effectifs indiqués des groupes d'âge et sexe peuvent être détectés.

L'importance d'une cohorte ou d'un groupe d'âge et sexe au cours d'une année déterminée (x) est déterminée par : 1° les naissances des enfants de ce sexe pendant les années de naissance de la cohorte donnée, 2° la mortalité de la cohorte depuis la naissance jusqu'à l'année x , et 3° la migration nette des individus dont le sexe et l'âge correspondent au sexe et à l'âge de la cohorte donnée entre les années de naissance et l'année x . Il s'ensuit donc que s'il existe des données exactes sur la naissance, le décès et la migration pour la période considérée, chaque groupe d'âge et de sexe de la population d'une région déterminée peut être déterminé en confiance, et tout écart entre la valeur ainsi obtenue et la valeur obtenue lors du comptage du recensement peut être considérée comme une estimation valable de l'erreur contenue dans ce dernier. En fait, s'il existe des données exactes pour les naissances et la migra-

(1) Pour avoir une idée plus détaillée et plus complète de ces méthodes, consulter la brochure des Nations Unies intitulée *Evaluation de la qualité des statistiques de base utilisées pour les estimations de la population*, ST/SOA/Série A, n° 23 et notamment le chapitre III.

tion pendant la période considérée, il n'est pas nécessaire de faire un complotage ni d'obliger le recenseur à faire des efforts supplémentaires pour obtenir ce complément d'information. Malheureusement s'il est vrai qu'aucun recensement effectué dans le monde n'a jamais été absolument exact, il est également vrai que les statistiques de l'état civil et de migration ne sont jamais non plus plus exactes. En fait, la plupart des pays qui ont fait des recensements de la population constatent que les données de recensement sont plus exactes que les statistiques de l'état civil et que les renseignements sur les migrations. En outre, les démographes qui désirent étudier la population d'une région d'un pays ne peuvent généralement pas se procurer des données enregistrées sur la migration inter-régionale.

Les rapports entre les comptages des recensements et les statistiques d'état civil, ainsi que les migrations, sont néanmoins utiles lorsqu'on essaye de déterminer l'erreur des recensements par âge et par sexe. Ceci est particulièrement vrai lorsque l'on peut connaître par une source extérieure le degré d'inexactitude des statistiques du recensement. Par exemple, ainsi qu'il a déjà été mentionné, les effectifs de la cohorte de « moins d'un an d'âge » sont généralement très inférieurs à la réalité dans le recensement. Si le nombre signalé de naissances pendant l'année précédant le recensement est à peu près exact, on peut être ajusté d'une manière satisfaisante, une comparaison entre leur nombre et le nombre signalé pour le groupe de « moins d'un an d'âge » dans le recensement indiquerait dans quelle mesure ce groupe d'âge n'a pas été compté totalement. Plus exactement, le nombre de naissances doit d'abord être multiplié par un taux de survie approprié ($1 - q_0$) extrait d'une table de mortalité, et la différence entre le résultat et le nombre signalé d'enfants de « moins d'un an d'âge » est considérée comme donnant une estimation des omissions nettes dans le comptage de ce groupe. De même, les naissances ajustées au cours des cinq années précédant le recensement peuvent être multipliées par un taux de survie approprié (P_5 dans la table de mortalité) et comparé avec le groupe d'âge du recensement de « moins de 5 ans » en vue de déterminer le nombre net d'enfants qui n'ont pas été comptés dans ce groupe d'âge. Ces deux méthodes, cependant, reposent sur l'hypothèse qu'il ne s'est pas produit de migrations pour cette cohorte de naissances. Lorsqu'on s'occupe du groupe d'âge de « moins d'un an », cette hypothèse peut être réaliste même dans les pays ou les régions qui sont réputés comme ayant des migrations nettes générales appréciables, car la migration nette peut encore être considérée comme négligeable pour une cohorte de naissance d'un an. Cependant, la migration présente un pro-

blème beaucoup plus grave lorsque le groupe d'âge considéré est celui de « moins de 5 ans ».

Estimation des omissions dans le recensement pour le groupe d'âge « moins d'un an ».

Le recensement des îles Fidji, effectué en 1956 vers la fin de septembre, indiquait que la population masculine de « moins d'un an » d'âge s'élevait à 7.201 personnes. On peut calculer le degré d'inexactitude de ce chiffre en procédant de la façon suivante (1) :

La période de naissance considérée est approximativement les dix premiers mois de 1956 et les deux derniers mois de 1955. Le nombre de naissances masculines en 1956 et 1955 a été de 7.205 et 6.741 respectivement. On peut donc calculer de la façon suivante, le nombre de naissances masculines déclarées au cours de la période considérée :

Naissances déclarées (novembre 1955 à octobre 1956) = $2/12 (6.741) + 10/12 (7.205) = 7.128$.

Supposons, pour les besoins de l'exemple, qu'au moyen d'une vérification impartiale et exacte (2) on ait constaté que la plénitude des enregistrements de naissances n'est que de 0,85, ou 85 % des naissances effectives. Afin d'obtenir le chiffre des naissances réelles, on peut utiliser la formule suivante :

Naissances réelles = naissances enregistrées $\times \frac{1}{\text{Plénitude des déclarations}}$

d'où $7.128 \times \frac{1}{0,85} = 8.386$ naissances masculines effectives (novembre 1955 à octobre 1956).

Après avoir estimé le nombre effectif des naissances, il est nécessaire de déterminer le nombre probable d'enfants du sexe masculin de « moins d'un an d'âge » aux îles Fidji à la fin de novembre 1956. Ce chiffre peut être obtenu en multipliant le nombre de naissances masculines effectives par un taux de survie appropriée. Dans la table de mortalité masculine pour les îles Fidji, nous trouvons le quotient de mortalité $q_0 = 0,0583$ (cf. table XIII, section C, chapitre VI) et en le soustrayant de 1,0000 nous obtenons le taux de survie correspondant (3). D'où

$$1 - q_0 = 1,0000 - 0,0583 = 0,9417$$

Le nombre probable d'enfants de « moins d'un an » du sexe masculin, à l'époque du recensement de 1956, était donc de :

(1) Ces renseignements ne sont donnés qu'à titre d'exemple et ne doivent pas être considérés comme une estimation effective des omissions du recensement des îles Fidji en 1956.

(2) Cf. Section E, Chapitre VI.

(3) L'utilisation de $1 - q_0$ est simplifiée à l'excès en ce sens qu'il indique la probabilité de survie pour 12 mois tandis que la probabilité de survie des

Nombre probable de « moins d'un an » = Naissances effectives $\times$ Taux de survie
ou $8.386 \times 0,9117 = 7.897$

La phase finale qui consiste à estimer les omissions nettes dans le comptage des enfants du sexe masculin de « moins d'un an » se fait en soustrayant le nombre déclaré du nombre probable. Le nombre d'enfants du sexe masculin de moins d'un an d'âge est de 7.201 dans le recensement de 1956. D'où : Omissions nettes dans le comptage du groupe « moins d'un an » = $7.897 - 7.201 = 696$ personnes.

En résumé :

(1) Naissances déclarées	7.128
(2) Naissances ajustées	8.386
(3) Quotient de mortalité q_0	0,0583
(4) [1,0000 --- (3)] Taux de survie	0,9117
(5) [(2) $\times$ (4)] Nombre probable de « moins d'un an »	7.897
(6) Nombre déclaré de moins d'un an	7.201
(7) [(5) --- (6)] Omissions	696

Estimation des omissions du recensement pour le groupe d'âge « moins de 5 ans ».

La méthode suivie en l'occurrence se rapproche beaucoup de celle qui vient d'être décrite et elle ne mérite donc guère que l'on s'y attarde. Le pays choisi comme exemple est la Thaïlande, et le recensement choisi est celui qui a été fait au milieu de 1947. Le nombre de naissances masculines déclarées pendant la période considérée (milieu de 1942 à milieu de 1947) était de 1.387.300. On suppose également que la plénitude des déclarations de naissance de garçons est approximativement de 0,85.

En conséquence,

$$1.387.300 \times \frac{1}{0,85} = 1.632.100$$

Le taux de survie correspondant est le quotient P_0 de la table de mortalité pour les hommes vers 1945 (qui correspond à la fonction P_0 de la colonne 7 du tableau XIII, section B, chapitre VI). Il a été évalué à 0,8987 environ.

personnes nées entre novembre 1955 et octobre 1956 jusqu'au mois du recensement (novembre 1956) n'est valable que pour 6 mois (en supposant que la moitié sont nés avant le 1^{er} mai 1956 et l'autre moitié après cette date). Une approximation rudimentaire de la mortalité de cette population (en supposant que 60 % environ de la totalité des décès d'enfants se produisent au cours du premier mois de vie) est de l'ordre de 80 % du taux de survie pour l'année entière (q_0). Cf. W.P.D. Logan, « The Measurement of infant Mortality », *Bulletin démographique* n° 3, de l'O.N.U., octobre 1953.

Le nombre probable d'enfants du sexe masculin de « moins de 5 ans » d'âge au milieu de 1947 est donc :

$$1.632.100 \times 0,8987 = 1.466.800$$

Le nombre d'enfants du sexe masculin de « moins de 5 ans » d'âge, effectivement dénombrés, a cependant été de 1.328.600.

L'omission nette pour ce groupe d'âge est donc de :

$$1.466.800 - 1.328.600 = 138.200 \text{ personnes.}$$

Ajustement des groupes d'âge quinquennaux de dix et au-dessus.

Comme nous l'avons déjà indiqué, les effectifs indiqués pour les groupes d'âge quinquennaux, autres que le premier, peuvent aussi contenir des erreurs. Ces erreurs cependant sont moins fréquentes et elles sont généralement nettement plus faibles que l'erreur que contient le nombre déclaré d'enfants du groupe d'âge de « moins de 5 ans ». En outre, ces erreurs se présentent généralement sous forme d'une déclaration erronée nette d'âge plutôt que sous forme d'omission nette (1).

Si l'on regarde de près la répartition par âge d'un recensement, on peut constater qu'un groupe d'âge quinquennal a un effectif nettement supérieur à celui d'un ou plusieurs des groupes d'âges quinquennaux plus jeunes. Ceci peut être dû, cependant, à des fluctuations considérables des taux de natalité passés ou des taux de migration par âge et sexe. S'il n'y a aucune raison de penser que ces facteurs jouent un rôle important dans le cas considéré, c'est qu'il y a eu une erreur de déclaration et il faut alors procéder à un ajustement de l'effectif déclaré du groupe d'âge donné. Dans d'autres cas, une comparaison entre l'effectif déclaré du groupe d'âge masculin avec le même groupe d'âge féminin fait apparaître un rapport nettement élevé entre les deux groupes. Dans ce cas, les taux de naissances passés ne sont généralement pas à l'origine de cette différence car le rapport entre les naissances masculines et féminines change rarement, tout au moins pas d'une façon subite. Ces écarts peuvent être dus cependant à des différences dans les taux de migration par âge et sexe. Si on estime qu'un tel facteur n'a pas joué un rôle important dans le cas considéré,

(1) Les méthodes d'évaluation et d'ajustement des résultats du recensement pour les groupes d'âge quinquennaux qui viennent d'être décrites ne sont nullement exhaustives. Elles ont été choisies en raison de leur simplicité et de leur exactitude relative. Pour les autres méthodes, consulter A. J. JAFFE, *Handbook of Statistical Methods for Demographers*, op cit. pp. 11-15; et la brochure des Nations Unies *Méthodes d'évaluation de la qualité des statistiques de base utilisées pour les estimations de la population ST/SOA/Séries A*, Etudes démographiques n° 23, pp. 31-54.

on peut conclure qu'il y a une erreur dans l'effectif d'au moins un groupe d'âge. Il peut alors se révéler nécessaire de procéder à un ajustement.

Si l'on compare la répartition par âge et sexe de deux recensements, on peut aussi détecter des erreurs dans les comptages des recensements. Par exemple, supposons que les deux recensements considérés ont été faits à cinq ans de distance et que l'on multiplie, comme dans le chapitre II de la Deuxième partie (feuille de calcul n° 5) chaque groupe d'âge et sexe par un taux de survie approprié, puis que l'on compare le résultat avec les groupes d'âge correspondant du second recensement, et que l'on obtienne ainsi une migration nette par âge et sexe (colonne 6 de la même feuille de calcul). On peut constater que l'un ou deux groupes d'âge-sexe ont un signe de migration différent de celui des groupes d'âge-sexe qui les suivent ou les précèdent immédiatement, et que les hommes d'un âge déterminé émigrent dans une direction différente de celle des femmes. Ces constatations peuvent être parfaitement conformes à la réalité. Cependant s'il n'y a aucune raison de penser qu'il en est ainsi, on peut craindre qu'il y ait une erreur dans l'effectif déclaré d'un ou plusieurs des groupes d'âge considérés.

L'une des méthodes employées pour ajuster les erreurs de ce genre est celle qui consiste à appliquer une formule de « lissage » aux données considérées. Pour faire comprendre ce point, on peut utiliser l'exemple des îles Fidji. Dans la feuille de calcul n° 21, ci-dessous, on obtient la migration nette pour certains groupes d'âge masculins entre 1946 et 1956. La méthode utilisée est la même que celle de la feuille de calcul n° 5 de la Deuxième partie, chapitre II, mentionnée ci-dessus.

On constate que tous les groupes d'âge considérés font apparaître une émigration nette, sauf le groupe d'âge central, à savoir de celui de « 40 à 44 » en 1956 et le groupe « 30 à 34 » en 1946. Si l'enquêteur estime qu'il n'y a aucune raison de penser que cette cohorte, tout compte fait, a réellement émigré dans ces proportions élevées, on peut penser qu'une erreur s'est produite dans l'effectif déclaré pour le groupe d'âge masculin « 30 à 34 » en 1946 ou pour le groupe d'âge masculin « 40 à 44 » en 1956. A titre d'exemple, nous allons corriger ces deux chiffres. Si les effectifs du groupe d'âge quinquennal considéré sont désignés par L_0 , celui du groupe d'âge précédant immédiatement par L_{-1} et celui du groupe d'âge suivant immédiatement par L_1 , on peut utiliser la formule de lissage du type suivant pour ajuster l'effectif déclaré du groupe d'âge en question :

$$L_0 \text{ ajusté} = \frac{L_{-1} + 2L_0 + L_1}{4}$$

D'où, pour 1946 : effectif ajusté de « 30 à 34 » =

$$\frac{9.907 + 2(7.960) + 6.624}{4} = 8.113$$

et pour 1956 : effectif ajusté de « 40 à 44 » =

$$\frac{9.299 + 2(7.775) + 5.960}{4} = 7.702$$

Si l'on utilise ces deux chiffres ajustés, la feuille de calcul n° 22 remplacera la feuille de calcul n° 21. Il y a lieu de noter que la cohorte considérée fait toujours apparaître une émigration nette pour la décennie 1946-1956, mais l'importance de cette émigration a été réduite considérablement. Dans le cas des groupes d'âge, la méthode de lissage, qui vient d'être décrite, peut être appliquée aux deux tranches d'âge supérieures. Cependant, cette lacune n'est pas très importante car l'effectif de ces groupes d'âge est relativement faible par rapport à celui des groupes d'âge plus jeunes, de sorte que d'une manière générale, même une erreur considérable des effectifs signalés n'agirait pas sensiblement sur l'estimation de la migration totale (1).

(1) Pour les méthodes d'ajustement des deux groupes d'âge terminaux, cf. les deux références mentionnées dans la précédente note.

FEUILLE DE CALCUL N° 21

MIGRATIONS ESTIMÉES POUR
CERTAINS GROUPES D'ÂGE MASCULINS
ILES FIDJI, 1946-1956

Groupes d'âge	Recensement de la population de 1946	Taux de survie décennal	Population à l'exclusion de la migration de 1956	Recensement de la population de 1956	Migration nette 1946-1956
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
20 à 24	10.776	0,9670	—	—	—
25 à 29	9.907	0,9579	—	—	—
30 à 34	7.960	0,9459	10.420	10.167	— 253
35 à 39	6.624	0,9252	9.490	9.299	— 191
40 à 44	4.928	0,8929	7.529	7.775	+ 246
45 à 49	—	—	6.129	5.960	— 169
50 à 54	—	—	4.400	4.285	— 115

FEUILLE DE CALCUL N° 22

MIGRATION ESTIMÉE
POUR CERTAINS GROUPES D'ÂGE MASCULINS
(AVEC AJUSTEMENT)
ILES FIDJI, 1946-1956

Groupes d'âge	Recensement de la population de 1946	Taux de survie décennal	Population à l'exclusion de la migration 1956	Recensement de la population de 1956	Migration nette 1946-1956
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
20 à 24	10.776	0,9670	—	—	—
25 à 29	9.907	0,9579	—	—	—
30 à 34	8.113 ¹	0,9459	10.420	10.167	— 253
35 à 39	6.624	0,9252	9.490	9.299	— 191
40 à 44	4.928	0,8929	7.674	7.702 ²	+ 28
45 à 49	—	—	6.129	5.960	— 169
50 à 54	—	—	4.400	4.285	— 115

1. Ajusté (cf. Formule dans le texte).

2. Ajusté (cf. Formule dans le texte).

CHAPITRE VI

E) Ajustements des données sur les naissances et les décès (1)

« L'exactitude des statistiques de l'état-civil est fonction de deux composantes : (a) le degré auquel tous les événements sont signalés et (b) la mesure dans laquelle les renseignements fournis sur chaque événement sont exacts. » (2) Il est généralement vrai en outre que... « Si vraisemblablement il n'existe pas actuellement de statistiques absolument exactes de l'état-civil en ce qui concerne ces deux phases » (3) les statistiques de mortalité sont généralement plus exactes que celles de natalité. En conséquence, l'accent sera mis essentiellement dans la présente section sur l'évaluation et l'ajustement des naissances déclarées.

NAISSANCES

« Pour évaluer la plénitude des déclarations de naissances, nous nous occuperons exclusivement des statistiques portant sur les naissances vivantes, car seules les naissances vivantes (à la différence des naissances d'enfants morts-nés), représentent des *additions* à la population. Une naissance vivante peut être définie comme un enfant présentant des signes de vie comme des battements de cœur, la respiration, des mouvements volontaires des muscles après la naissance complète, c'est-à-dire lorsque l'enfant est complètement sorti du corps de sa

(1) La présente section fait largement appel au chapitre V de l'ouvrage de A. J. JAFFE intitulé *Handbook of Statistical Methods for Demographers*, op. cit.

(2) *Ibid.* p. 139.

(3) *Ibid.*

mère. La durée pendant laquelle l'enfant reste vivant après la naissance n'est pas considérée comme un critère de « naissance vivante ». En conséquence, pour obtenir ces statistiques, il faut établir une différence entre les naissances vivantes et les naissances d'enfants morts-nés. D'une manière générale, si la naissance se produit dans un hôpital ou au domicile avec l'aide d'un médecin, il n'est guère question d'établir une différence entre les naissances vivantes et les naissances d'enfants morts-nés. Même dans ce cas, cependant, il arrive que l'enfant meure au moment de la naissance ou quelques secondes après celle-ci, de sorte qu'il est difficile de le classer dans une catégorie ou dans une autre. Lorsque la naissance se produit à domicile, ou ailleurs, sans l'aide d'un médecin, la probabilité d'une mauvaise classification se trouve considérablement accrue. Bien entendu, si l'enfant vit pendant un certain temps, plusieurs heures, il doit être possible de le considérer comme une naissance vivante, que celle-ci ait eu lieu ou non en présence d'un médecin ou d'une sage-femme. En l'occurrence, la durée de la période de gestation ne doit pas être prise en considération car un fœtus de 7 mois qui réussit à survivre est aussi valable pour les statistiques qu'un fœtus de 9 mois.

« Lorsqu'il a été déterminé que l'intéressé doit être considéré comme un enfant né vivant, le problème qui se pose ensuite est celui qui consiste à faire un dénombrement complet de ces événements. Ordinairement, lorsqu'un médecin a assisté à la naissance, il est relativement facile d'obtenir la notification ou l'enregistrement de l'événement. Il n'en est cependant pas toujours ainsi, lorsqu'un médecin n'assiste pas à la naissance, en particulier lorsqu'il s'agit d'une naissance illégitime. Il est relativement facile de s'assurer la coopération d'un médecin bien qu'un nombre limité d'entre eux seulement soient au courant des exigences de l'état civil; en outre, ils sont généralement organisés en association, ce qui facilite les contacts entre eux et ceux qui tiennent les registres d'état civil. Il est probablement encore plus facile de s'assurer la coopération des hôpitaux étant donné qu'il n'existe qu'un nombre limité d'établissements de ce genre.

Pour obtenir la déclaration de s naissances qui se sont produites sans l'aide d'un médecin, nous nous heurtons au problème plus complexe qui consiste à s'assurer la coopération d'un beaucoup plus grand nombre d'individus dont chacun a eu à s'occuper, momentanément, souvent sans s'y intéresser, de déclarations de naissance. La majorité des personnes sont certainement beaucoup moins au courant des nécessités et du mécanisme des déclarations à l'état civil et elles sont donc beaucoup moins portées à déclarer les naissances que les médecins. En conséquence, les naissances qui se produisent en

dehors des hôpitaux et sans l'aide d'un médecin ne sont pas probablement toutes déclarées. A cet égard, la sage-femme occupe une situation intermédiaire; si les sages-femmes sont toutes agréées et organisées comme en Angleterre, les naissances auxquelles elles assistent peuvent être déclarées dans les mêmes conditions que les naissances auxquelles ont assisté des médecins. Dans les sociétés où les naissances illégitimes sont stigmatisées, les mères peuvent s'efforcer d'une manière délibérée à ne pas les déclarer ou à les déclarer comme légitimes. Bien entendu, dans la mesure où ce système est suivi, l'accroissement de la population par la natalité ne se trouve pas affecté (bien que les statistiques sur la fécondité maritale puissent alors être erronées) (1).

Trois méthodes seront employées dans la présente section pour estimer la plénitude des déclarations de naissances (2). La comparaison des naissances enregistrées avec des données d'autres sources, la vérification nom par nom et la méthode de l'inverse des taux de survie.

Comparaisons des naissances enregistrées avec des données provenant d'autres sources.

« Le nombre total de naissances déclarées par une source extérieure peut être comparé avec le total figurant dans les registres d'état civil (Statistiques d'Etat Civil). Ainsi, au Brésil le nombre de baptêmes enregistrés par l'Eglise catholique en 1937 s'élevait à 1.475.489; par contre, le nombre de naissances porté sur les registres d'état civil n'était que de 527.275. L'Eglise catholique ne prétend pas connaître le nombre exact de toutes les naissances au Brésil, néanmoins, son chiffre est égal à plus du double de celui du nombre de naissances signalé par les registres de l'état civil. En conséquence, même cette comparaison très sommaire indique qu'en 1937, plus de la moitié des naissances n'ont pas été inscrites dans les registres de l'état civil (3).

Vérification nom par nom.

« Cette méthode de vérification de l'enregistrement des naissances consiste essentiellement à se procurer d'une certaine manière une liste des enfants nés pendant une période

(1) *Ibid.*

(2) On pourra trouver d'autres méthodes dans *Ibid.* Chapitre V; dans la publication des Nations Unies intitulée *Méthodes d'évaluation de la qualité des statistiques de base utilisées pour les estimations de la population* op. cit. Chapitre II ainsi que dans certains articles de la bibliographie.

(3) A. J. JAFFE, *Handbook of Statistical Methods for Demographers*, op cit. p. 144.

déterminée dans une certaine région et ,ensuite, à s'assurer si des certificats de naissance ont été ou non remplis pour ces enfants.

« Les listes de noms d'enfants peuvent être fournies par des sources différentes, y compris les registres des baptêmes religieux, les naissances annoncées dans les journaux et autres publications et aussi par des enquêtes de porte à porte. Le but est de choisir une liste relativement représentative de noms pour une région déterminée (il n'est pas nécessaire qu'elle soit complète). Dans ce cas, la proportion des noms pour lesquels on ne peut pas trouver de certificat de naissance fournit une base d'estimation de l'importance des lacunes d'enregistrement.

« La vérification nom par nom la plus méthodique qui ait peut-être été faite aux Etats-Unis a été l'étude sur la plénitude d'enregistrement des naissances aux Etats-Unis du 1^{er} décembre 1939 au 31 mars 1940. » Cette étude donne des estimations sur la plénitude des déclarations de naissances dans chaque état, comté et ville des Etats-Unis par couleur et aussi par lieu de naissance, c'est-à-dire dans des institutions ou en dehors.

La méthode générale qui a été adoptée a été la suivante :

Pendant le dénombrement du recensement de 1940, les recenseurs ont été chargés de remplir une carte spéciale pour tous les enfants réputés être nés pendant la période comprise entre le 1^{er} avril 1939 et le 31 mars 1940 inclus, et qui étaient vivants au 1^{er} avril 1940. A peu près en même temps, tous les bureaux de l'état civil de l'Etat et certains bureaux de villes ont établi des copies spéciales des certificats de décès délivrés pour les enfants nés pendant cette période, mais décédés avant le 1^{er} avril 1940.

Le problème essentiel a ensuite consisté à faire correspondre chaque carte d'enfant et chaque copie de certificat de décès avec une copie du certificat de naissance. Chaque carte d'enfant ou acte de décès qui n'avait pas de correspondant était donc censée représenter une naissance non enregistrée.

« Dans ses grandes lignes, le système est très simple. La tâche se complique et les méthodes deviennent plus complexes dans la mesure où il s'agit de faire coïncider les noms. On constatera que pour opérer une telle vérification nom par nom, il est pratiquement indispensable que les registres de l'état civil soient conçus de telle façon que l'on puisse se procurer des renseignements pour chaque cas avec un minimum d'efforts. Ceci nécessite un système selon lequel les déclara-

tions de naissances sont rédigées sous une forme normalisée, facilement accessible à l'enquêteur. Il est alors assez facile d'étudier les renseignements sur les naissances.

« Les résultats généraux de cette enquête indiquent que les naissances survenues aux Etats-Unis pendant ces quatre mois ont été pratiquement toutes enregistrées lorsqu'elles se sont produites dans des institutions situées dans des agglomérations de 100.000 habitants au moins et que le nombre des enregistrements a été moins complet pour les naissances qui se sont produites dans les régions rurales et en dehors des institutions. Le chiffre relatif à l'ensemble des Etats-Unis indique que la plénitude des enregistrements de naissance a été de 92,5 %.

« On estime que la plénitude d'enregistrement des naissances est passée à 94,1 % en 1944. Ces estimations sont fondées sur l'hypothèse que la plénitude de l'enregistrement des naissances se produisant dans les institutions et en dehors de celles-ci est restée inchangée après 1940. Le nombre de naissances se produisant dans des institutions ou en dehors au cours des années qui ont suivi 1940 a été pondéré par ces constantes pour arriver à faire une estimation globale des lacunes d'enregistrement aux Etats-Unis. La plénitude des enregistrements pour l'ensemble des Etats-Unis a augmenté uniquement parce que la proportion des naissances se produisant dans les institutions a sensiblement augmenté après 1940. Au cours des années antérieures, un peu plus de la moitié des naissances se produisait dans des institutions contre plus des trois quarts en 1944.

« S'il est impossible de faire une vérification nom par nom dans l'ensemble du pays, des contrôles locaux peuvent être faits pour se faire une idée du degré de la plénitude de l'enregistrement des naissances. L'article intitulé « Birth Test Survey, Comparison of Birth Test by Several Methods in Georgia and Maryland » (Enquête sur la vérification des naissances, Comparaison des Essais par plusieurs méthodes en Géorgie et au Maryland) décrit en détail des études locales qui ont été faites aux Etats-Unis au cours de la décennie 1930-1940. L'attention est attirée sur le fait que de graves lacunes peuvent se produire dans ces enquêtes postales lorsque le courrier n'atteint pas toute la population et lorsqu'il y a une forte proportion d'analphabétisme. » (1)

(1) *Ibid.* pp. 144-145.

Méthode de l'inverse des taux de survie.

Dans la section D du présent chapitre, on a exposé une méthode pour estimer le nombre d'enfants de « moins d'un an » et « de moins de cinq ans » qui n'ont pas été dénombrés. Le lecteur se souviendra que le système consistait à corriger les naissances effectives par un taux de survie pour obtenir une estimation de l'effectif probable du groupe d'âge déterminé. Ce nombre est ensuite comparé avec le comptage effectif du recensement pour déterminer le nombre net d'enfants qui n'ont pas été dénombrés au cours de ce dernier. Cette méthode suppose en particulier, ainsi qu'il a été indiqué, que le nombre de naissances déclarées soit à peu près exact et que l'on dispose d'un facteur de correction sûr obtenu indépendamment du dénombrement des enfants lors du recensement (comme par exemple au moyen des méthodes qui viennent d'être expliquées) afin que les naissances déclarées puissent être ajustées en conséquence. Il va de soi que si l'âge des enfants, lors du recensement est exact ou peut être ajusté sans qu'il soit nécessaire de faire usage de statistiques sur les naissances, toute erreur dans ces dernières peut être estimée par la méthode inverse. Plus précisément, pour estimer la plénitude des enregistrements de naissance, on peut commencer par faire une estimation du nombre d'enfants ayant moins d'un âge déterminé au cours d'une année de recensement, de regonfler cette cohorte par rapport à sa période de naissance au moyen de l'inverse du taux de survie et de comparer les résultats avec le nombre de naissances enregistrées pendant cette période.

Cependant, le fait de « regonfler » une cohorte au moyen de l'inverse du taux de survie ne tient pas compte de l'effet de la migration nette sur l'importance de cette cohorte. Mais, si les migrations sont enregistrées avec suffisamment d'exactitude, l'importance de la cohorte initiale peut être ajustée en conséquence et être réduite en cas d'immigration nette et augmentée s'il y a eu émigration nette afin d'obtenir une estimation exacte de ce qu'aurait été l'importance réelle de la cohorte s'il n'y avait pas eu de migration, c'est-à-dire si les naissances et les décès pendant la période considérée représentaient l'ensemble de celle-ci. Cependant, si l'on sait que la migration nette totale a été assez importante, le nombre d'enfants « de moins d'un an » s'en trouvera, cependant, guère modifié, de sorte qu'il pourrait être utilisé pour estimer la plénitude de l'enregistrement des naissances pendant l'année précédant le recensement. Dans les feuilles de calcul n° 23 et n° 24, la méthode d'estimation par application de l'inverse du taux de survie est illustrée au moyen des cohortes de « moins d'un an » et de « moins de cinq » indiquées par le recensement du Chili du 21 avril 1952.

FEUILLE DE CALCUL N° 23
 ESTIMATIONS DE LA PLÉNITUDE
 DE L'ENREGISTREMENT DES NAISSANCES AU CHILI,
 AVRIL 1951 - AVRIL 1952¹

(1)	Comptage du recensement « moins de 1 »	164.196
(2)	Omissions (estimation)	62.065 ²
(3) = (1) + (2)	« Moins d'un an » ajusté	226.261
(4)	Quotient de mortalité q_0 de la Table de survie	0.1308 ³
(5) = 1,0000 — (4)	Taux de survie indiqué par les tables de mortalité	0.8692 ⁴
(6) = (3) : (5)	Naissances prévues Avril 1951-Avril 1952	260.309
(7)	Naissances enregistrées, 1951	191.332
(8)	Naissances enregistrées, 1952	199.120
(9) = $\frac{2}{3}$ (7) + $\frac{1}{3}$ (8)	Naissances enregistrées Avril 1951-Avril 1952	193.927
(10) = (6) — (9)	Naissances non enregistrées Avril 1951-Avril 1952	66.382
(11) = (9) : (6)	Taux de plénitude d'enregistrement des naissances	0.7450

(1) A titre d'exemple seulement.

(2) Le total net non dénombré a été de 6.206.544 dont le dixième est censé concerné la cohorte de « moins de 1 an ».

(3) Calculé par l'auteur. Pour la méthode de calcul, cf. Section C chapitre VI, Tableau 13.

(4) Noter qu'il s'agit de $1,0000 - q_0$, et non pas le P_0 de la table de mortalité qui se réfère aux survivants de la période quinquennale de naissances.

FEUILLE DE CALCUL N° 24
ESTIMATIONS DE LA PLÉNITUDE
DE L'ENREGISTREMENT DES NAISSANCES AU CHILI,
AVRIL 1947 - AVRIL 1952¹

(1)	Dénombrement du recensement pour les « moins de 5 ans »	779.139
(2)	Omissions (estimation)	206.885 ²
(3) = (1) - (2)	« Moins de 5 » ajusté	986.024
(4)	Taux de survie P _b de la Table de mortalité	0.8556 ³
(5) = (3) : (4)	Naissances prévues, Avril 1947-Avril 1952	1.152.435
(6)	Naissances enregistrées, Avril 1947-Avril 1952	949.505
(7) = (5) - (6)	Naissances non enregistrées, Avril 1947-Avril 1952	202.930
(8) = (6) : (5)	Taux de plénitude d'enregistrement des naissances	0.8239

(1) A titre d'exemple seulement.

(2) Le nombre total net non dénombré est estimé à 6.206.544 dont le tiers est censé concerner la cohorte des moins de 5 ans.

(3) Calculé par l'auteur. Pour la méthode de calcul, cf. Section C chapitre VI, Tableau 13. Il convient de noter que l'on utilise le chiffre P_b (au lieu de 1,0000 - q_b, comme la feuille de calcul n° 23).

DÉCÈS

Il s'agit ici de statistiques concernant des personnes qui ont vécu et qui maintenant sont décédées; en conséquence, il n'est pas tenu compte des enfants morts-nés. Le problème qui consiste à obtenir une déclaration complète des décès se pose de façon moins aiguë si un médecin assiste à la mort ou si des permis d'inhumation officiels sont nécessaires avant l'enterrement. Dans le premier cas, les médecins peuvent être tenus de remplir un certificat de décès, et dans le second cas les permis d'inhumation ne peuvent être délivrés que sur présentation d'un certificat de décès, de sorte que celui-ci est obligatoirement rempli. Dans les régions où les médecins assistent rarement aux derniers instants ou lorsque les corps sont enterrés en privé, sans permis d'inhumation, le problème que pose les statistiques de décès est analogue à celui des naissances qui se produisent sans l'aide d'un médecin.

Les populations rurales ont généralement des services médicaux moins bons et vivent dans des endroits plus écartés où les enterrements peuvent être faits plus facilement, sans autorisation. En conséquence, la plénitude des déclarations de naissances et de décès est généralement moins forte dans les régions rurales que dans les régions urbaines (1).

Nous n'expliquerons qu'une seule méthode d'estimation des omissions dans les statistiques de décès. Cette méthode consiste essentiellement à comparer les décès déclarés et une estimation de ceux-ci obtenue au moyen de taux de mortalité par âge et sexe, compte tenu de « niveaux » de mortalité qui semblent raisonnables. Il s'ensuit donc que l'opération comprend trois phases différentes : déterminer le niveau de mortalité correspondant m_x de la Table N.U.I des Nations Unies (cf. section C, chapitre VI), multiplier le taux de mortalité par âge et sexe ainsi obtenu par les groupes d'âge correspondants et comparer les résultats avec les statistiques correspondantes de décès. La feuille de calcul 25 explique cette technique en utilisant les données relatives aux îles Fidji (2).

Même lorsqu'on sait que les données sur les décès sont inexactes, on peut se procurer des estimations sûres du nombre des décès pour un groupe d'âge-sexe déterminé (m_x) ou une estimation des espérances de vie à la naissance (e_0) en s'adressant à des sources extérieures ou au moyen d'enquêtes par sondage. S'il n'est pas possible de procéder ainsi, il est alors

(1) *Ibid.* p. 139.

(2) Il convient de noter que cette méthode est exactement l'inverse de celle qui est employée pour déterminer les valeurs m_x d'après les statistiques de décès (Feuilles de calcul n° 16 et n° 17; Section C, Chapitre VI) qui ont été considérées alors comme exactes.

FEUILLE DE CALCUL N° 25

**ESTIMATION DE LA PLÉNITUDE DES DÉCLARATIONS DE DÉCÈS DES HOMMES
AUX ILES FIDJI, 1950-1952¹**

Groupe d'âges	Taux de mortalité type par âge ²	Population 1951	Décès probables 1951	Moyenne des décès déclarés 1950-52	Omissions dans les déclarations de décès ³
(1)	(2)	(3)	(4) = (2) × (3)	(5)	(6) = (4) — (5)
Moins de 1	0,09018	6.068	547	397	150
1 à 4	0,00845	20.939	177	220	— 43
5 à 9	0,00212	23.292	49	42	7
10 à 14	0,00153	19.237	29	26	3
15 à 19	0,00251	15.692	39	38	1
20 à 24	0,00362	12.955	47	37	10
25 à 29	0,00370	11.287	42	38	4
30 à 34	0,00391	9.063	35	38	— 3
35 à 39	0,00450	7.962	36	44	— 8
40 à 44	0,00579	6.352	37	47	— 10

1. A titre d'exemple. Les données indiquées ne vont que jusqu'au groupe d'âge 40-44. Pour les groupes supplémentaires, elles peuvent être calculées le cas échéant.

2. Les valeurs de cette colonne peuvent être extraites des tables de mortalité d'une région ou d'un pays qui est censé avoir la même mortalité que la région considérée et dans lequel les déclarations de décès sur lesquelles sont fondées les tables de mortalité sont censées être exactes.

3. Le signe moins dénote qu'il y a eu des comptages multiples qui peuvent être dus à des erreurs de déclaration d'âge au moment du décès.

nécessaire de prendre les données sur les décès d'une autre région ou d'un autre pays où les conditions de mortalité sont censées être approximativement les mêmes que dans la région considérée. A titre d'exemple, supposons qu'on possède pour les îles Fidji en 1951, année du recensement, une estimation extérieure et exacte fixant à 545 le nombre des décès d'enfants du sexe masculin de moins d'un an. En divisant ce nombre par le comptage du recensement de ce groupe d'âge (6.068) on obtient le taux de décès par âge (m_x) pour cette cohorte. Il est égal à 0,8982. Dans le tableau N.U. I (section C, chapitre VI) on trouve que ce chiffre correspond approximativement au niveau de mortalité 80 lorsque le 1.000 m_x correspondant est égal à 90,18. Si ce chiffre représente le niveau de mortalité exact et si les conditions de mortalité dans la région sont conformes au modèle des Nations Unies (1) on peut calculer une liste des taux de mortalité par âge au moyen de la colonne de chiffres pour ce niveau extraite de la Table N.U. I en divisant chaque pourcentage de ces colonnes par 1.000 (colonne (2), feuille de calcul n° 25).

Si chaque taux de mortalité par âge et sexe [colonne (2)] est multiplié par le comptage correspondant du recensement pour ce groupe [colonne (3)], on obtient une estimation des décès pour chaque cohorte [colonne (4)].

Si les décès enregistrés pour chaque groupe d'âge [colonne (5)] sont soustraits des estimations correspondantes des décès pour ce groupe, on peut faire une estimation des omissions dans les déclarations de décès [colonne (6)] (2). Le total de ces chiffres [de la colonne (6)] (2) peut être considéré comme une estimation des omissions totales pour ce sexe. [Le taux de plénitude peut être obtenu en divisant le total de la colonne (5) par le total de la colonne (4).]

Le caractère approximatif de cette méthode est évident. Elle ne doit donc pas être utilisée à moins qu'on ait la certitude que les données sur les décès sont extrêmement insuffisantes. En outre, il peut souvent être préférable d'utiliser les taux de mortalité d'un pays qui est censé avoir des conditions de mortalité comparables à celles des taux « types » [de la colonne (2)].

(1) Le fait que les conditions de mortalité de la région considérée ne correspondent peut-être pas à celles des modèles des Nations Unies constitue un des principaux inconvénients de cette méthode. Cependant, la seule autre méthode, à défaut d'un comptage effectif, consisterait à utiliser les données sur la mortalité d'une population dont les conditions de vie sont généralement semblables à celles de la population considérée et dont les décès sont censés être déclarés avec plus d'exactitude. Fort heureusement, cependant les déclarations de décès peuvent être enregistrées plus exactement.

(2) Afin de minimiser les fluctuations aléatoires, on utilise (comme dans la feuille de calcul n° 14, Section B, Chapitre VI), la moyenne des décès dans chaque groupe d'âge au cours de trois années centrées autour de l'année du recensement.

TROISIÈME PARTIE

LA POPULATION ACTIVE

Estimation et projections de la population active au moyen des données démographiques

Par population active, on entend généralement le total des personnes pourvues d'un emploi et des personnes en chômage. Du point de vue démographique, cependant, la population active est considérée comme représentant une certaine fraction de la population totale, ou plus exactement, un certain pourcentage de la population en âge de travailler. Ce dernier pourcentage peut être qualifié de « taux général d'activité ». Il s'ensuit donc que pour estimer les effectifs de la population active dans une région déterminée, il est indispensable de disposer d'une estimation de la population totale en même temps que d'une estimation de taux général d'activité. Il va de soi que les effectifs de la population active ainsi calculés doivent être égaux à ceux qui sont obtenus en ajoutant l'emploi et le chômage (1).

Alors que les effectifs totaux de la population active sont généralement utiles pour bien comprendre les problèmes de main-d'œuvre d'une communauté ou d'un pays, il est souvent encore plus important de connaître la répartition par âge et par sexe de cette population active. Il est souvent indispensable, pour le planificateur, de savoir si la population active d'une communauté est surtout composée de gens âgés ou jeunes, si elle vieillit ou vieillira dans un proche avenir, ou si une grande proportion de celle-ci est, ou sera, constituée par des jeunes qui arrivent sur le marché du travail. Il peut donc être nécessaire de se procurer des estimations de la population active par âge et par sexe. A cet effet, il est indispensable de déterminer la proportion de chaque groupe d'âge et sexe qui fait partie de la population active, c'est-à-dire le taux d'activité par âge et sexe.

Le présent chapitre expliquera comment on peut calculer

(1) Si, cependant, les données sur l'emploi et le chômage pour la région sont recueillies *par lieu de travail* de la population active, leur total ne correspondra pas nécessairement à celui de la population active du recensement, lequel se fait *par lieu de résidence*. Ce dernier chiffre représente la fraction de la population de la région qui fait partie de la population active *que son lieu de travail soit dans la région ou au-dehors*. La population active *par lieu de travail* représente l'emploi et le chômage dans la région, indépendamment du fait que les travailleurs résident dans la région ou en dehors. La différence entre ces deux chiffres est égale aux « navettes » aller et retour.

les taux d'activité par âge et par sexe à partir des données de recensement, comment ils peuvent être projetés dans l'avenir et comment une estimation future de la population active par âge et par sexe peut être effectuée.

Taux d'activité du recensement par âge et sexe.

La plupart des recensements de la population, ainsi qu'il a été indiqué précédemment, classent la population d'un pays en groupes d'âge quinquennaux. La plupart des recensements indiquent aussi les effectifs totaux de la population active en même temps qu'une répartition par âge et sexe, également par groupes quinquennaux. Dans ces conditions, il est facile de calculer les taux d'activité par âge et sexe (1). La feuille de calcul n° 26 indique la façon de calculer les taux d'activité par âge et par sexe de la population non indigène de la Nouvelle-Calédonie. Les chiffres des colonnes (4) et (7), sauf la dernière ligne (total), représentent les taux d'activité par âge pour les hommes et les femmes respectivement. Les chiffres de la dernière ligne de ces deux colonnes ont trait aux taux généraux d'activité des hommes et des femmes respectivement (2). Il est à noter que ces derniers taux ont tendance à varier avec chaque modification de la répartition de la population par âge et par sexe même si les taux d'activité par âge et par sexe restent les mêmes. Ces derniers taux ont tendance, en conséquence, à être plus faciles à prévoir dans le temps.

Dans certains recensements, la répartition par âge et par sexe de la population active (colonnes 3 et 6 de la feuille de calcul n° 26) est classée en grandes catégories d'âge et sexe. Dans ce cas, il peut être nécessaire de combiner la population des groupes d'âges quinquennaux en tranches de la même importance et de calculer les taux d'activité par « grandes » catégories d'âge et sexe. On procède ensuite exactement de la même façon que dans la feuille de calcul n° 26 (3).

(1) Dans de nombreux recensements, ces taux d'activité par groupes quinquennaux d'âge et de sexe sont publiés dans le même tableau que la répartition par âge et par sexe de la population active.

(2) Dans le cas présent, le taux s'applique à la proportion de la population totale plutôt qu'à la population *en âge de travailler* qui fait effectivement partie de la population active. Il aurait été préférable d'éliminer de la liste des groupes de la population, classée par âge et par sexe, les enfants qui ne pouvaient pas faire partie de la population active. Ceci aurait modifié les chiffres de la première et de la dernière ligne (sauf pour les colonnes (3) et (6)).

(3) Dans certains cas, la tranche d'âge-sexe la plus jeune, pour laquelle le recensement fournit des données concernant la population active n'est pas exactement cinq ans (ou un multiple de 5). Par exemple, le groupe le plus jeune peut être « 14 à 19 », qui comprend le groupe quinquennal « 15 à 19 » et le nombre d'individus de 14 ans appartenant au groupe quinquennal « 10 à 14 ». Dans ce cas, si le recensement ne fait pas de comptage séparé des personnes âgées de 14 ans, on peut en faire une estimation par une des méthodes décrites au chapitre V de la deuxième partie (comme celle qui utilise les multiplicateurs de Sprague). Le résultat peut être ensuite ajouté au groupe de la population « 15 à 19 » de manière à obtenir une estimation de l'effectif « 14 à 19 ».

CALCUL DES TAUX D'ACTIVITÉ, PAR AGE ET PAR SEXE POUR LA NOUVELLE-CALÉDONIE
 RECENSEMENT DU 9 OCTOBRE 1951 - POPULATION NON INDIGÈNE

Groupe d'âges	HOMMES			FEMMES		
	Population	Population active	Taux d'activité	Population	Population active	Taux d'activité
(1)	(2)	(3)	(4) = (3) : (2)	(5)	(6)	(7) = (6) : (5)
Moins de 15	3.652	8	0,002	3.460	3	0,001
15 à 19	944	450	0,477	883	130	0,147
20 à 24	997	864	0,867	843	190	0,225
25 à 29	952	841	0,883	761	173	0,227
30 à 34	745	658	0,883	640	150	0,234
35 à 39	803	706	0,879	749	176	0,235
40 à 44	694	597	0,860	641	151	0,236
45 à 49	568	479	0,843	515	112	0,217
50 à 54	428	347	0,811	420	90	0,214
55 à 59	310	236	0,761	314	77	0,245
60 à 64	263	171	0,650	290	46	0,159
65 à 69	213	110	0,516	204	23	0,113
70 et au-dessus	296	111	0,375	268	32	0,119
TOTAL.....	10.865	5.578	0,513	9.988	1.353	0,135

Projection des taux d'activité par âge et par sexe.

Si on ne dispose que d'une série de taux d'activité par âge et par sexe et si la période de projection n'est pas trop longue, ces taux peuvent être considérés comme constants à la fin de la période. Si, en revanche, on possède des séries pour plus d'un point dans le temps, les taux relatifs à chaque groupe d'âge-sexe peuvent être extrapolés à la fin de la période de projection par n'importe laquelle des méthodes d'extrapolation expliquées au chapitre III de la Première partie à propos de la projection de la population totale.

Comme les taux d'activité par âge et par sexe, spécialement pour les groupes quinquennaux, ne sont jamais absolument exacts (1), et que, dans certains cas, ils contiennent une marge d'erreur très importante, une extrapolation linéaire (arithmétique ou géométrique) doit être faite avec la plus grande prudence. Le taux d'un groupe d'âge-sexe peut ainsi indiquer d'une manière erronée une tendance au fléchissement dans le temps alors qu'en fait il y a augmentation. Il peut être donc utile pour le lecteur de connaître la tendance observée dans les pays évolués (2). Mais, en général, les tendances principales ont été les suivantes :

(1) Les taux d'activité des hommes de moins de 25 ans ont diminué, en raison de l'importance accrue de l'enseignement supérieur.

(2) Les taux d'activité des hommes âgés de plus de 60 ans ont également diminué en raison de l'abaissement de l'âge de la retraite.

(3) Les taux d'activité des femmes qui ne sont plus en âge d'avoir des enfants ont augmenté étant donné que l'on admet maintenant de plus en plus le travail des femmes.

(4) Les taux d'activité des femmes de moins de 25 et de plus de 60 ans ont été indéterminés, les facteurs mentionnés en (1) et (2) ci-dessus exerçant une influence négative et les facteurs mentionnés en (3) une influence positive. D'une manière générale, ils ont cependant légèrement diminué.

En conséquence, si l'on a constaté que dans des régions déterminées, certains taux d'activité par âge et par sexe ont évolué dans un sens différent de celui qui était prévu, il pourrait être utile de les projeter en considérant comme constants les plus exacts d'entre eux ou en faisant la moyenne d'une série d'entre eux.

(1) Cette inexactitude peut être due à des erreurs dans les effectifs de la population par groupes d'âge-sexe ou dans le nombre indiqué de personnes faisant partie de la population active et classées par groupe d'âge-sexe.

(2) L'application de ces tendances à un pays déterminé dépend de la mesure dans laquelle le pays considéré utilise les mêmes définitions de la population active et se trouve au même stade de développement socio-économique.

Dans la feuille de calcul n° 27, les taux d'activité de la population masculine (non-indigène) de la Nouvelle-Calédonie sont projetés en 1956 au moyen des taux d'activité de 1946 et 1951. Lorsqu'on étudie de près les données relatives à ces deux années, on constate qu'il y a probablement eu une sous-évaluation en 1951. On constatera par exemple que pour tous les groupes d'âge-sexe quinquennaux compris entre 30 et 60 ans, les taux d'activité ont diminué. Cependant, ces groupes d'âge restent normalement à peu près constants, dans le temps, de sorte qu'en dehors d'erreurs aléatoires, il semble probable que cette diminution importante soit due à une sous-estimation en 1951 (1).

Les taux respectifs de 1956 pour ces groupes d'âge sont donc censés être égaux à ceux de 1946. En outre, si une telle sous-estimation est exacte, le fléchissement des taux d'activité des autres groupes d'âge-sexe auquel il faut s'attendre (cf. Tendances (1) et (4) ci-dessus) est probablement exagéré (2). En conséquence, il est jugé opportun de partir de l'hypothèse que les taux d'activité de 1951 pour ces groupes d'âge-sexe s'appliquent à 1956 (3).

Projection de la population active par âge et sexe.

Après avoir projeté jusqu'à la date considérée (1956 en l'occurrence) les taux d'activité par âge et par sexe, il est indispensable de faire une estimation des effectifs des divers groupes d'âge de la population à ces deux mêmes dates.

Ces renseignements peuvent être obtenus au moyen des méthodes décrites à la Deuxième partie, chapitres III et IV.

Dans la feuille de calcul n° 28, nous supposons que la population non indigène de la Nouvelle-Calédonie a été projetée jusqu'en 1956 et que le résultat est indiqué dans les colonnes (2) et (5). Dans les colonnes (3) et (6), on a indiqué, en face de chaque groupe d'âge, le taux correspondant d'activité projeté pour 1956 [au moyen de la feuille de calcul n° 27,

(1) Théoriquement, cette diminution peut être due à une surestimation des taux de 1946. Cependant des taux d'un peu plus de 0,9000 pour ces groupes d'âges ne sont pas suffisamment élevés pour permettre de tirer une telle conclusion et, en fait, il semblent légèrement trop faibles. En outre, la population active appartenant à ces groupes d'âge est généralement proportionnellement moins bien décomptée que la population en général, de sorte qu'il e. l., la plupart du temps, improbable que des taux d'activité par âge-sexe aient été surestimés pour une année de recensement.

(2) Le groupe d'âge « 15 à 19 » fait apparaître une augmentation inattendue qui peut être due à des conditions particulières à la Nouvelle-Calédonie.

(3) Cette analyse des tendances probables des taux d'activité par âge pour la population non indigène de la Nouvelle-Calédonie peut être contredite par des faits dont l'auteur n'a pas eu connaissance. Cependant, son utilité vise surtout à indiquer le *type* d'analyse qui pourrait être nécessaire pour projeter des taux d'activité de la population active par âge et sexe. Il y a lieu de noter qu'en raison de l'inexactitude probable des données, il n'a pas été jugé souhaitable de faire une projection linéaire.

FEUILLE DE CALCUL N° 27

PROJECTION EN 1956 DES TAUX D'ACTIVITÉ PAR AGE ET PAR SEXE,
POUR LA POPULATION NON INDIGÈNE DE LA NOUVELLE-CALÉDONIE

Groupe d'âges	HOMMES			FEMMES		
	Taux d'activité		Projection ¹ pour 1956	Taux d'activité		Projection ¹ pour 1956
	Recensement de 1946	Recensement de 1951		Recensement de 1946	Recensement de 1951	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Moins de 15	0,002	0,002	0,002	0,001	0,001	0,001
15 à 19	0,399	0,477	0,477	0,140	0,147	0,147
20 à 24	0,890	0,867	0,867	0,281	0,225	0,225
25 à 29	0,869	0,883	0,883	0,217	0,227	0,227
30 à 34	0,908	0,883	0,908	0,251	0,234	0,251
35 à 39	0,939	0,879	0,939	0,258	0,235	0,258
40 à 44	0,925	0,860	0,925	0,288	0,236	0,288
45 à 49	0,908	0,843	0,908	0,255	0,217	0,255
50 à 54	0,902	0,811	0,902	0,250	0,214	0,250
55 à 59	0,849	0,761	0,849	0,254	0,245	0,254
60 à 64	0,790	0,650	0,650	0,215	0,159	0,159
65 à 69	0,720	0,516	0,516	0,238	0,113	0,113
70 et au-dessus	0,488	0,375	0,375	0,137	0,199	0,119

1. Les méthodes sont étudiées dans le texte.

FEUILLE DE CALCUL N° 28

CALCUL DE LA POPULATION ACTIVE PAR AGE ET PAR SEXE,
POPULATION NON INDIGÈNE DE LA NOUVELLE-CALÉDONIE, 1956

Groupe d'âges	HOMMES			FEMMES		
	Population projetée 1956	Taux d'activité projetés 1956	Population active projetée 1956	Population projetée 1956	Taux d'activité projetés 1956	Population active projetée 1956
(1)	(2)	(3)	(4) = (2) × (3)	(5)	(6)	(7) = (5) × (6)
Moins de 15	3.647	0,002	7	3.765	0,001	4
15 à 19	942	0,477	449	961	0,147	141
20 à 24	994	0,867	862	843	0,225	190
25 à 29	485	0,883	428	818	0,227	186
30 à 34	500	0,908	454	767	0,251	193
35 à 39	768	0,939	721	715	0,258	184
40 à 44	750	0,925	694	741	0,288	213
45 à 49	588	0,908	534	576	0,255	147
50 à 54	513	0,902	460	472	0,250	118
55 à 59	381	0,849	323	388	0,254	99
60 à 64	279	0,650	181	269	0,159	43
65 à 69	207	0,516	107	240	0,113	27
70 +	299	0,375	112	325	0,119	39
TOTAL.....	10.350	0,5152¹	5.332	10.880	0,1456¹	1.584

1. A titre d'exemple seulement.

colonnes (4) et (7)] (1). Enfin, les colonnes (4) et (7) sont obtenues en multipliant chaque groupe d'âge projeté par son taux d'activité projeté, ce qui donne une estimation des effectifs de la population active en 1956 par âge et par sexe. La population totale projetée peut maintenant être obtenue en ajoutant les totaux des colonnes (4) et (7).

NOTE

S'il y a lieu de mettre en doute l'exactitude des données relatives à la population totale et à la population active, il peut être utile de combiner les groupes d'âge-sexe en catégories plus importantes que les cinq années habituelles. En procédant de cette façon, il y a des chances que les erreurs s'équilibrent de sorte que le taux d'activité par âge et par sexe se révélera peut-être plus exact dans le temps. Cependant, les groupes d'âges quinquennaux combinés doivent être ceux dont les taux d'activité sont approximativement les mêmes. En conséquence, il peut être utile d'employer les grandes catégories générales suivantes pour chaque sexe : (1) « moins de 15 » ou « 10 à 14 » ; (2) « 20 à 34 » ; (3) « 35 à 55 » ; (4) « 55 à 65 » et (5) « 65 et au-dessus ».

(1) Les chiffres de la dernière ligne sont cependant obtenus en divisant, pour la même ligne, la colonne (4) par la colonne (2) pour les hommes, et la colonne (7) par la colonne (5) pour les femmes. Ces chiffres indiquent la proportion estimée de la population totale qui fera partie de la population active.

QUATRIÈME PARTIE

UNE ETUDE DE CAS : LES ILES FIDJI

Dans le présent manuel, on a étudié les techniques employées pour estimer et projeter la population ainsi que ses caractéristiques et pour estimer et projeter les effectifs de la population active. Dans de nombreux cas, on a indiqué d'autres techniques pour estimer un paramètre déterminé dans l'espoir qu'au moins l'une de ces techniques pourra être utilisée par l'analyste en raison de ses connaissances et des renseignements de base dont il dispose. Dans cette dernière partie du manuel, nous allons présenter rapidement toutes les variables déjà étudiées afin de donner au lecteur une idée de l'ensemble plutôt que des différentes parties. A cet effet, une seule méthode sera utilisée pour calculer chaque paramètre. En conséquence, nombre de techniques exposées précédemment sont négligées dans la présente section. La région choisie à cet effet est les îles Fidji. Des estimations et projections de ses variables démographiques et de sa population active sont entreprises dans l'ordre suivant :

- (1) Estimations des composantes d'accroissement des mouvements de population entre les deux années de recensement, 1946 et 1956 (cf. Deuxième partie, chapitre II).
- (2) Projection de la population par âge et par sexe jusqu'en 1951 et 1966 à l'aide des « taux de correction » de 1946-1956 (de la Deuxième partie, chapitre IV).
- (3) Estimations du nombre d'enfants atteignant 8 ans tous les ans, entre 1956 et 1966 (Deuxième partie, chapitre V).
- (4) Estimations de la population active en 1956 et projection en 1966, par sexe et par grandes catégories d'âge (Troisième partie, chapitre I).

Il va de soi que les calculs sont entrepris uniquement à titre d'exemple. En outre, ils seront présentés principalement sous forme de feuilles de calcul.

FEUILLE DE CALCUL N° 29

ESTIMATIONS DES COMPOSANTES D'ACCROISSEMENT DES MOUVEMENTS DE POPULATION
AUX ILES FIDJI, 1946 - 1956 — HOMMES

Groupe d'âges	Population 1946	Taux de survie décennaux ¹	Population à l'exclusion de la migration 1956	Population 1956	Migration 1946-1956
(1)	(2)	(3)	(4) = (2) × (3)	(5)	(6) = (5) — (4)
Nés en 1951-1956.....	36.061 ²	0,9290	—	—	—
Nés en 1946-1951.....	30.380 ²	0,9044	—	—	—
Moins de 5	23.520 ³	0,9642	33.501	33.335 ³	— 166
5 à 9	19.905	0,9757	27.476	26.679	— 797
10 à 14	16.021	0,9748	22.678	22.452	— 226
15 à 19	13.072	0,9765	19.421	18.312	— 1.109
20 à 24	10.776	0,9670	15.617	15.133	— 484
25 à 29	9.907 ⁴	0,9579	12.765	12.667	— 98
30 à 34	8.113 ⁴	0,9459	10.420	10.167	— 253
35 à 39	6.624	0,9252	9.490	9.299	— 191
40 à 44	4.928	0,8929	7.674	7.702 ⁴	+ 28
45 à 49	4.622	0,8487	6.129	5.960	— 169
50 à 54	4.339 ₀	0,7856	4.400	4.285	— 115
55 à 59	4.593 ⁴	0,7040	3.923	3.467	— 456
60 à 64	4.476 ⁴	0,6084	3.409	3.391 ⁴	— 18
65 à 69	—	—	3.233	2.679	— 554
70 à 74	6.196	0,3663	2.723	1.914	— 809
75 et au-dessus	—	—	2.270	2.088	— 182
TOTAL..... (à l'exclusion des deux pre- mières lignes)	137.092		185.129	179.530	— 5.599

(1) Extrait du Tableau 13 dans la Section C, Chapitre VI.

(2) Etant donné que les recensements ont été effectués vers le début du dixième mois de 1946 et 1956 (2/10/46 et 27/9/56), il a été décidé de prendre 1/6 des naissances de l'année 1946, toutes les naissances de 1947 à 1950 et les 5/6 des naissances de 1951 pour indiquer les naissances qui se sont produites entre 1946 et 1951. De même, pour les naissances qui se sont produites en 1951 et 1956, on a pris 1/6 des naissances de 1951, toutes les naissances de 1952 à 1955 et les 5/6 des naissances de 1956. En raison de l'absence de statistiques de base, on a supposé arbitrairement que les omissions dans les déclarations de naissances étaient égales à 8 %. Pour les méthodes d'évaluation et d'ajustement des données sur la natalité, cf. Section E, Chapitre VI.

Comme les naissances des années 1946, 1947 et 1948 *comprenaient* les naissances d'enfants morts-nés et n'ont pas été ventilées par sexe et que nous désirons connaître uniquement les naissances vivantes par sexe, la proportion de naissances d'enfants morts-nés par rapport aux naissances totales, au cours de chacune de ces années, a été estimée comme étant égale à la moyenne des années 1949 à 1952 pour lesquelles on possède des données. Ce taux a ensuite été appliqué aux naissances déclarées en 1946, 1947 et 1948 et les résultats ont été soustraits des chiffres indiqués pour les naissances. La répartition de ces naissances entre les deux sexes a ensuite été estimée à 51 % contre 49 % en faveur des enfants du sexe masculin.

(3) En supposant que 5 % des enfants n'ont pas été dénombrés (cf. Section D, Chapitre VI).

(4) Ajustés par lissage des données de recensement (cf. Section D, Chapitre VI).

(5) Le nombre de personnes d'âge inconnu est négligeable et n'a donc pas été compris dans le total.

FEUILLE DE CALCUL N° 30

ESTIMATIONS DES COMPOSANTES D'ACCROISSEMENT DES MOUVEMENTS DE POPULATION
AUX ILES FIDJI, 1946 - 1956
FEMMES

214

Groupe d'âges	Population 1946	Taux de survie décennaux ¹	Population à l'exclusion de la migration 1956	Population 1956	Migration 1946-1956
(1)	(2)	(3)	(4) = (2) × (3)	(5)	(6) = (5) - (4)
Nées en 1951-1956.....	34.214 ²	0,9400	—	—	—
Nées en 1946-1951.....	28.686 ²	0,9165	—	—	—
Moins de 5	22.997 ³	0,9663	32.161	32.544 ³	+ 383
5 à 9	19.480	0,9774	26.291	25.795	- 496
10 à 14	15.171	0,9633	22.222	21.642	- 580
15 à 19	12.356	0,9533	19.040	18.162	- 878
20 à 24	11.031	0,9460	14.614	14.776	+ 162
25 à 29	9.985	0,9389	11.779	12.105	+ 326
30 à 34	7.568	0,9312	10.435	9.757	- 678
35 à 39	5.472	0,9206	9.375	8.749	- 626
40 à 44	4.439	0,9056	7.047	6.775	- 272
45 à 49	3.459	0,8767	5.038	4.898	- 140
50 à 54	3.324 ⁴	0,8040	4.020	3.735	- 287
55 à 59	2.841 ⁴	0,6929	3.033	2.875	- 158
60 à 64	2.298 ⁴	0,5510	2.672	2.454 ⁴	- 218
65 à 69	—	—	1.969	1.671	- 298
70 à 74	2.787	0,3063	1.266	1.247	- 19
75 et au-dessus	—	—	854	1.327	+ 473
TOTAL.....	123.208 ⁵	—	171.816	168.510	- 3.306
(à l'exclusion des deux pre- mières lignes)					

(1) Extrait du Tableau XIII dans la Section C, Chapitre VI.

(2) Etant donné que les recensements ont été effectués vers le début du dixième mois de 1946 et 1956 (2/10/46 et 27/9/56), il a été décidé de prendre 1/6 des naissances de l'année 1946, toutes les naissances de 1947 à 1950 et les 5/6 des naissances de 1951 pour indiquer les naissances qui se sont produites entre 1946 et 1951. De même, pour les naissances qui se sont produites en 1951 et 1956, on a pris 1/6 des naissances de 1951, toutes les naissances de 1952 à 1955 et les 5/6 des naissances de 1956. En raison de l'absence de statistiques de base, on a supposé arbitrairement que les omissions dans les déclarations de naissances étaient égales à 8 %. Pour les méthodes d'évaluation et d'ajustement des données sur la natalité, cf. Section E, Chapitre VI.

Comme les naissances des années 1946, 1947 et 1948 *comprenaient* les naissances d'enfants morts-nés et n'ont pas été ventilées par sexe et que nous désirons connaître uniquement les naissances vivantes par sexe, la proportion de naissances d'enfants morts-nés par rapport aux naissances totales, au cours de chacune de ces années, a été estimée comme étant égale à la moyenne des années 1949 à 1952 pour lesquelles on possède des données. Ce taux a ensuite été appliqué aux naissances déclarées en 1946, 1947 et 1948 et les résultats ont été soustraits des chiffres indiqués pour les naissances. La répartition de ces naissances entre les deux sexes a ensuite été estimée à 51 % contre 49 % en faveur des enfants du sexe masculin.

(3) En supposant que 5 % des enfants n'ont pas été dénombrés (cf. Section D, Chapitre VI).

(4) Ajustés par lissage des données de recensement (cf. Section D, Chapitre VI).

(5) Le nombre de personnes d'âge inconnu est négligeable et n'a donc pas été compris dans le total.

Colonne 1. — Enumérer les groupes d'âge en tranches de cinq ans. Réserver les deux premières lignes pour les enfants nés en 1951-1956 et nés en 1946-1951 respectivement.

Colonne 2. — Enumérer la population de 1946 par groupes d'âges quinquennaux et les ajuster de la manière indiquée (le cas échéant). Dans les deux premières lignes, indiquer les naissances vivantes (ajustées).

Colonne 3. — Enumérer les taux de survie décennaux pour chaque groupe d'âge quinquennal.

Colonne 4. — Pour chaque ligne, multiplier la colonne (2) par la colonne (3) et indiquer le résultat deux lignes au-dessous dans la colonne (4).

Colonne 5. — Enumérer la population de 1956, ajustée le cas échéant, de la manière indiquée.

Colonne 6. — Pour chaque ligne, soustraire la colonne (4) de la colonne (5).

Il convient de noter les points suivants :

1. (4) — (2) = accroissement naturel (N_i).
2. (5) — (4) = migration nette totale (M).
3. (5) — (2) = Mouvement de population (ΔP).

Ainsi :

$$\Delta P = N_i + M.$$

FEUILLE DE CALCUL N° 31

PROJECTIONS DE LA POPULATION EN 1956
AU MOYEN DE TAUX DE CORRECTION
HOMMES

Groupes d'âge	Population 1946	Population 1956	Taux de correction décennaux	Population 1966
(1)	(2)	(3)	(4) ¹	(5) ²
Nés au cours des 5- 9 années suivantes	36.061 ³	46.993 ⁴	0,9244	—
Nés au cours des 0- 4 années suivantes	30.380 ³	39.981 ⁴	0,8782	—
Moins de 5	23.520	33.335	0,9546	43.440
5 à 9	19.905	26.679	0,9200	35.111
10 à 14	16.021	22.452	0,9446	31.822
15 à 19	13.072	18.312	0,9690	24.545
20 à 24	10.776	15.133	0,9435	21.208
25 à 29	9.907	12.667	0,9386	17.744
30 à 34	8.113	10.167	0,9493	14.278
35 à 39	6.624	9.299	0,8998	11.889
40 à 44	4.928	7.702	0,8695	9.652
45 à 49	4.622	5.960	0,7501	8.367
50 à 54	4.339	4.285	0,7815	6.697
55 à 59	4.593	3.467	0,5833	4.471
60 à 64	4.476	3.391	0,4276	3.349
65 à 69	—	2.679	—	2.022
70 à 74	6.196	1.914	0,3370 ⁶	1.450
75 et au-dessus	—	2.088	—	2.251 ⁶
TOTAL.....	137.092	179.530		238.296
(à l'exclusion des deux premières lignes)				

1. Chiffres à porter dans la colonne (4) pour une ligne = chiffres de la colonne (3) deux lignes au-dessous : chiffres de la colonne (2) pour la ligne faisant l'objet du calcul.

2. Chiffres à porter dans la colonne (5) pour une ligne = chiffres de la colonne (3) deux lignes au-dessus multipliés par chiffres de la colonne (4) deux lignes au-dessus de la ligne faisant l'objet du calcul.

3. Cf. note 2 de la feuille de calcul n° 29.

4. Naissances projetées, ajustées par sexe et âge. Pour les calculs détaillés relatifs aux naissances masculines, cf. feuilles de calcul n° 14 et n° 15 et Tableau XII de la Section B, du Chapitre VI.

5. Obtenus en divisant le nombre « 75 et au-dessus » en 1956 par le nombre « 65 et au-dessus » en 1946.

6. Obtenus en multipliant le taux de correction pour « 65 et au-dessus » de la colonne (4) par le nombre de personnes de « 65 et au-dessus » en 1956 [total de « 65 à 69 », « 70 à 74 » et « 75 et au-dessus » de la colonne (3)].

FEUILLE DE CALCUL N° 32

**PROJECTIONS DE LA POPULATION EN 1966
AU MOYEN DE TAUX DE CORRECTION
FEMMES**

Groupes d'âge	Population 1946	Population 1956	Taux de correction décennaux	Population 1966
(1)	(2)	(3)	(4)	(5) ²
Nées au cours des 5- 9 années suivantes	34.214 ³	44.460 ⁴	0,9512	—
Nées au cours des 0- 4 années suivantes	28.686 ³	38.010 ⁴	0,8992	—
Moins de 5	22.997	32.544	0,9411	42.290
5 à 9	19.480	25.795	0,9323	34.179
10 à 14	15.171	21.642	0,9740	30.627
15 à 19	12.356	18.162	0,9797	24.049
20 à 24	11.031	14.776	0,8845	21.079
25 à 29	9.985	12.105	0,8762	17.793
30 à 34	7.568	9.757	0,8952	13.069
35 à 39	5.472	8.749	0,8951	10.606
40 à 44	4.439	6.775	0,8410	8.734
45 à 49	3.459	4.898	0,8312	7.831
50 à 54	3.324	3.733	0,7383	5.698
55 à 59	2.841	2.375	0,5882	4.071
60 à 64	2.298	2.454	0,5426	2.756
65 à 69	—	1.671	—	1.691
70 à 74	2.787	1.247	0,4761 ⁵	1.332
75 et au-dessus	—	1.327	—	2.021 ⁶
TOTAL.....	123.208	168.510		227.826
(à l'exclusion des deux premières lignes)				

(1) Chiffres à porter dans la colonne (4) pour une ligne = chiffres de la colonne (3) deux lignes au-dessous : chiffres de la colonne (2) pour la ligne faisant l'objet du calcul.

(2) Chiffres à porter dans la colonne (5) pour une ligne = chiffres de la colonne (3) deux lignes au-dessus × chiffres de la colonne (4) deux lignes au-dessus de la ligne faisant l'objet du calcul.

(3) Cf. note 2 de la feuille de calcul n° 29.

(4) Naissances projetées, ajustées par sexe et âge. Pour les calculs détaillés relatifs aux naissances masculines, cf. feuilles de calcul n° 14 et n° 15 et Tableau 12 de la Section B, du Chapitre VI.

(5) Obtenus en divisant le nombre « 75 et au-dessus » en 1956 par le nombre « 65 et au-dessus » en 1946.

(6) Obtenus en multipliant le taux de correction pour « 65 et au-dessus » de la colonne (4) par le nombre de personnes de « 65 et au-dessus » en 1956 [total de « 65 à 69 », « 70 à 74 » et « 75 et au-dessus » de la colonne (3)].

Colonne 1. — La même que la colonne (1) de la feuille de calcul n° 29 ou n° 30.

Colonne 2. — La même que la colonne (2) de la feuille de calcul n° 29 ou n° 30.

Colonne 3. — La même que la colonne (5) de la feuille de calcul n° 29 ou n° 30.

Colonne 4. — Diviser les effectifs de chaque groupe d'âge en 1956 (colonne 3) par le chiffre figurant deux lignes au-dessus dans la colonne (2) et porter le résultat dans cette dernière ligne de la colonne (4).

Colonne 5. — Pour chaque ligne, multiplier la colonne (3) par la colonne (4) et porter le résultat deux lignes au-dessous.

FEUILLE DE CALCUL N° 33

PROJECTIONS DE LA POPULATION EN 1961
AU MOYEN DE TAUX DE CORRECTION
HOMMES

Groupes d'âge	Population 1946	Population 1956	Taux de correction (quinquennaux)	Population 1961
(1)	(2)	(3)	(4)	(5) ²
Nés au cours des 5- 9 années suivantes	36.061	46.993	—	—
Nés au cours des -0 4 années suivantes	30.380	39.981	0,9391 ¹	—
Moins de 5	23.520	33.335	0,9773	37.546
5 à 9	19.905	26.679	0,9600	32.578
10 à 14	16.021	22.452	0,9723	25.612
15 à 19	13.072	18.312	0,9845	21.830
20 à 24	10.776	15.133	0,9718	18.028
25 à 29	9.907	12.667	0,9693	14.706
30 à 34	8.113	10.167	0,9747	12.278
35 à 39	6.624	9.299	0,9499	9.910
40 à 44	4.928	7.702	0,9348	8.833
45 à 49	4.622	5.960	0,8751	7.200
50 à 54	4.339	4.285	0,8908	5.216
55 à 59	4.593	3.467	0,7917	3.817
60 à 64	4.476	3.391	0,7138	2.745
65 à 69	—	2.679	—	2.420
70 à 74	6.196	1.914	0,6685	4.466
75 et au-dessus	—	2.088	—	—
TOTAL	137.092	179.530	—	207.185
(à l'exclusion des deux premières lignes)				

1. Il convient de noter qu'il est théoriquement justifiable d'utiliser le taux de correction de la feuille de calcul n° 31 au lieu de celui-ci pour les enfants nés au cours des « 5-9 années suivantes ».

2. Colonne (3) ligne ci-dessus × par Colonne (4) de cette ligne.

FEUILLE DE CALCUL N° 34

**PROJECTIONS DE LA POPULATION EN 1961
AU MOYEN DES TAUX DE CORRECTION
FEMMES**

Groupes d'âge	Population 1946	Population 1956	Taux de correction quinquennaux	Population 1966
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Nées au cours des 5- 9 années suivantes	34.214	44.460	—	—
Nées au cours des 0- 4 années suivantes	28.686	38.010	0,9496 ¹	—
Moins de 5	22.997	32.544	0,9706	36.094
5 à 9	19.480	25.795	0,9662	31.587
10 à 14	15.171	21.642	0,9870	24.923
15 à 19	12.356	18.162	0,9899	21.361
20 à 24	11.031	14.776	0,9423	17.979
25 à 29	9.985	12.105	0,9381	13.923
30 à 34	7.568	9.757	0,9476	11.356
35 à 39	5.472	8.749	0,9476	9.246
40 à 44	4.439	6.775	0,9205	8.291
45 à 49	3.459	4.898	0,9156	6.236
50 à 54	3.324	3.733	0,8692	4.485
55 à 59	2.841	2.875	0,7941	3.245
60 à 64	2.298	2.454	0,7713	2.283
65 à 69	—	1.671	—	1.893
70 à 74	2.787	1.247	0,7381	3.133
75 et au-dessus	—	1.327	—	—
TOTAL.....	123.208	168.510		196.035
(à l'exclusion des deux premières lignes)				

1. Il convient de noter qu'il est théoriquement justifiable d'utiliser le taux de correction de la feuille de calcul n° 32 au lieu de celui-ci pour les enfants « nés au cours

(2b) Projections de la population en 1961 par âge et sexe.

Feuille de calcul n° 33 (hommes), feuille de calcul n° 34 (femmes).

Le chapitre IV de la Deuxième partie indiquait une méthode abrégée pour les projections sur des intervalles de 10 ans. Ci-dessous, il sera fait usage de la même méthode abrégée pour faire une projection sur 5 ans de la population par âge et sexe. Les deux cas sont essentiellement les mêmes, sauf que les taux de correction qui s'appliquent à une période de 5 ans au lieu de 10 ans. Pour obtenir ces taux, utiliser la formule suivante :

$$R_5 = \frac{1 + R_{10}}{2}$$

dans laquelle R_5 représente le taux de correction quinquennal et R_{10} le taux décennal correspondant de la feuille n° 32. Par exemple, le taux de correction décennal pour le groupe d'âge féminin « 15 à 19 » est de 0,9797. Ainsi $R_{10} = 0,0797$ et le taux quinquennal pour ce groupe d'âge est donc de :

$$R_5 = \frac{1 + 0,9797}{2} = 0,9899$$

FEUILLE DE CALCUL N° 35

ESTIMATIONS DU NOMBRE DE PERSONNES
 ATTEIGNANT TOUS LES ANS L'AGE DE HUIT ANS
 (Octobre 1956 - Octobre 1966)

Année de naissance	Nombre de naissances	Taux de correction	Nombre d'enfants âgés de 8 ans	Année où ils atteignent l'âge de 8 ans
(1)	(2)	(3)	(4) = (2) × (3)	(5)
1947	10.840	0,9241	10.017	1956
1948	10.881	0,9227	10.040	1957
1949	11.406	0,9213	10.508	1958
1950	11.454	0,9200	10.538	1959
1951	12.334	0,9186	11.330	1960
1952	12.865	0,9172	11.800	1961
1953	13.159	0,9158	12.051	1962
1954	13.090	0,9144	11.969	1963
1955	13.908	0,9131	12.699	1964
1956	14.717	0,9117	13.417	1965
1957	14.816	0,9103	13.487	1966

Colonne 1. — Indiquer les années de naissance en soustrayant 9 de chacune des années 1956 à 1966.

Colonne 2. — Pour chaque année, énumérer le nombre total de naissances ajustées se produisant entre octobre de cette année et octobre de l'année suivante. Si, comme dans ce cas, les naissances sont déclarées par intervalle unitaire d'un an, prendre les 3/12 des naissances au cours de l'année considérée plus 9/12 des naissances au cours de l'année suivante comme représentant les naissances pour l'année. Par exemple, les naissances ajustées en 1947 ont été de 10.301 et, en 1948, de 11.020. En face de 1947, dans la feuille de calcul n° 35, indiquer le nombre de naissances égal à $\frac{3}{12}(10.301) + \frac{9}{12}(11.020) = 10.840$.

Colonne 3. -- (a) Avec l'aide des multiplicateurs de Sprague déterminer le nombre d'enfants âgés de 8 ans dans le groupe d'âge « 5 à 0 » en 1956 et 1966. Le nombre total de ces groupes d'âge peut être trouvé dans la feuille de calcul n° 31 (colonnes 3 et 5). (b) Diviser les résultats par la première et la dernière lignes de la colonne (3). (c) Pour les autres lignes de la colonne (3) faire une interpolation (arithmétique en l'occurrence) entre les valeurs de la première et de la dernière ligne.

Colonne 4. — Pour chaque ligne, multiplier la colonne (2) par la colonne (3).

Colonne 5. — Énumérer les années pour lesquelles les valeurs de la colonne (4) sont applicables.

FEUILLE DE CALCUL N° 36

ESTIMATION DE LA POPULATION ACTIVE
PAR SEXE ET GRANDES CATÉGORIES D'ÂGE - 1956

Groupes d'âge (1)	Population 1956 (2)	Taux d'activité 1956 (3)	Population active 1956 (4) = (2) × (3)
Hommes			
15 à 19	18.312	0,782	14.320
20 à 64	72.071	0,965	69.549
65 et au-dessus	6.681	0,573	3.828
TOTAL.....	97.064	0,9935 ¹	87.697
Femmes			
15 à 19	18.162	0,060	1.090
20 à 64	66.122	0,058	3.835
65 et au-dessus	4.245	0,017	72
TOTAL.....	88.529	0,0564 ¹	4.997

Colonne 1. — Indiquer les groupes d'âge en grandes catégories.

Colonne 2. — Indiquer la population de 1956 [ajustée comme dans la feuille de calcul n° 29, colonne (5)] également en grandes catégories.

Colonne 3. — Indiquer les taux d'activité fournis par le recensement de 1956.

Colonne 4. — Pour chaque ligne, multiplier la colonne (2) par la colonne (3).

FEUILLE DE CALCUL N° 37

PROJECTIONS DE LA POPULATION ACTIVE
PAR SEXE ET GRANDES CATÉGORIES D'ÂGE EN 1966

Groupes d'âge (1)	Population 1956 (2)	Taux d'activité 1956 (3)	Population active 1956 (4) = (2) × (3)
Hommes			
15 à 19	24.545	0,782	19.194
20 à 64	97.655	0,965	94.237
65 et au-dessus	5.723	0,573	3.279
TOTAL.....	127.923	0,9123	116.710
Femmes			
15 à 19	24.094	0,060	1.443
20 à 64	91.637	0,058	5.315
65 et au-dessus	5.044	0,017	86
TOTAL.....	120.730	0,0567	6.844

1. Pour obtenir le taux d'activité général, diviser la colonne (4) par la colonne (2).

Même méthode de base que dans la feuille de calcul n° 36, avec cette différence que les populations et les taux d'activité sont des projections. Les effectifs de la population projetés peuvent être obtenus dans la feuille de calcul n° 31, colonne (5). A l'exception du total, les taux d'activité ont été projetés en maintenant constants les taux de 1956 de la feuille de calcul n° 36, colonne (2). Le taux d'activité pour le total est calculé en divisant le total de la colonne (4) par celui de la colonne (2).

V^e PARTIE

BIBLIOGRAPHIE

- S. A. Bocaz, « The Gompertz Curve Applied to the City of Santiago », *Estadística Chilena*, vol. 10, 11; octobre-novembre 1953.
- G. G. Davies, « The Growth Curve », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 22, septembre 1927.
- H. Hart, « Logistic Social Trends », *American Journal of Sociology*, vol. 50, mars 1945.
- J. D. Keller, « Growth Curves of Nations », *Human Biology*, vol. 18, décembre 1946.
- J. E. MacLean, « More Accurate Population Estimates by Means of Logistic Curves », *Civil Engineering*, vol. 22, février 1952.
- M. C. MacLean et A. W. Turner, « The Logistic Curve Applied to Canada's Population », *Canadian Journal of Economics and Political Science*, vol. 3, mai 1937.
- B. Narain, *The Curve of Population*, Ripon Press, Lahore 1942.
- Raymond Pearl, *The Biology of Population Growth*, 2^e édition, A. A. Knopf, New York, 1930.
- Raymond Pearl, « The Curve of Population Growth », *Proceedings of the American Philosophical Society*, vol. 63, 1924
- Raymond Pearl and L. J. Reed, « A Further Note on the Mathematical Theory of Population Growth », *Proceedings of the National Academy of Science*, vol. 8, 1922.
- Raymond Pearl et L. J. Reed, « On the Mathematical Theory of Population Growth », *Metron*, vol. 3, 1923.

- Raymond Pearl et J. F. Kish, « The Logistic Curve and the Census Count of 1940 », *Science*, vol. 92, New Series, décembre 1940.
- E. A. Rasor, « The Fitting of Logistic Curves by means of a Monograph », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 44, décembre 1949.
- L. J. Reed, « A Form of Saturation Curve », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 20, septembre 1925.
- W. A. Spurr et D. R. Arnold, « A Short-cut Method of Fitting a Logistic Curve », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 43, mars 1948.
- S. Swarcop et R. B. Lal, « Logistic Law of Growth and Structure of Indian Population », *Population*, vol. 2, juillet 1938.
- V. G. Valaoras, « The Growth of the Population of Greece as Described by the Logistic Curve », Extrait des Praktika de l'Académie d'Athènes (séance du 23 janvier 1936), vol. 11, 1936.
- P. F. Verhulst, « Notice sur la loi que la population suit dans son accroissement », *Correspondance Mathématique et Physique Publique*, par A. Quetelit, tome X, 1938.
- P. F. Verhulst, « Recherches mathématiques sur la loi d'accroissement de la population », *Nouveaux Mémoires de l'Académie Royale des Sciences et Belles-Lettres de Bruxelles*, tome XVIII, 1845.

TABLE DES MATIÈRES

PREMIÈRE PARTIE	
ESTIMATION ET PROJECTION DE LA POPULATION TOTALE (Recensements, comptages et estimations)	13
CHAPITRE PREMIER. — Estimation de la population totale par des méthodes conjecturales	16
CHAPITRE II. — Estimation de la population totale entre deux dates déterminées par interpolation	22
CHAPITRE III. — Projection de la population totale à des dates futures par extrapolation	36
CHAPITRE IV. — Estimation de la population totale de régions d'un pays	53
DEUXIÈME PARTIE	
ESTIMATION ET PROJECTION DES COMPOSANTES DES MOUVEMENTS DE POPULATION	74
CHAPITRE PREMIER. — Les composantes des mouvements de population	74
CHAPITRE II. — Mesure des composantes d'accroissement des mouvements de population entre deux recensements	77
CHAPITRE III. — Utilisation de la méthode des composantes pour les projections démographiques	91
CHAPITRE IV. — Méthode simplifiée de projection démographique par âge et sexe	109
CHAPITRE V. — Estimation et projection du nombre de personnes atteignant tous les ans un âge déterminé	114
CHAPITRE VI. — Méthodes à employer pour mettre au point ou ajuster les données de base :	
a) Fractionnement en deux parties des groupes d'âge décennaux	125
b) Projection des naissances	131
c) Calcul des taux de survie	137
d) Correction des résultats du recensement par âge et sexe ..	184
e) Ajustement des données sur les naissances et les décès	193
TROISIÈME PARTIE	
LA POPULATION ACTIVE	
CHAPITRE PREMIER. — Estimation et projection de la population active au moyen des données démographiques	204
QUATRIÈME PARTIE	
UNE ETUDE DE CAS : les îles Fidji	212
CINQUIÈME PARTIE	
BIBLIOGRAPHIE	226
TABLE DES MATIÈRES	228

FEUILLES DE CALCUL

Numéros	Pages
1 Estimation annuelle de la population du Bassoutoland par interpolation en utilisant $R = 0,0125$ et la technique de l'intérêt composé continu 1946-1956	34
2 Estimation annuelle de la population du Bassoutoland par interpolation en utilisant $r_i = 0,0133$ et la technique de l'intérêt composé annuel 1946-1956	35
3 Calcul des composantes des mouvements de population entre deux recensements, la migration étant considérée comme un résidu (Hommes)	80
4 Calcul des composantes des mouvements de population entre deux recensements, l'accroissement naturel étant considéré comme un résidu (Hommes)	84
5 Calcul des composantes des mouvements de population entre deux recensements (Hommes)	88
6 Projection des composantes d'accroissement des mouvements de population (Hommes)	95
7 Projection des niveaux absolus de migration par âge	99
8 Projection des taux de migration par âge	101
9 Projection des taux de migration par âge	103
10 Projection simplifiée de la population masculine par âge 1950-1960	111
11 Projection simplifiée de la population féminine par âge 1950-1960	111
12 Calcul du nombre d'enfants du sexe masculin âgé de 5 ans dans la République Dominicaine en 1950-1955	121
13 Calcul du nombre d'enfants du sexe masculin âgé de 5 ans (compte tenu de certaines hypothèses) dans la République Dominicaine (1950-1955)	124
14 Calcul du taux de natalité ajusté par sexe et âge pour la population masculine des îles Fidji, 1956	134
15 Calcul du nombre des naissances futures ajusté par sexe et par âge aux îles Fidji, Hommes, 1966	135
16 Taux de mortalité par âge pour les hommes des îles Fidji, 1950-1952	139
17 Taux de mortalité par âge pour les femmes des îles Fidji, 1950-1952	139
18 Méthode abrégée de calcul des taux de survie pour la population masculine des îles Fidji, 1950-1952	153
19 Projections des taux de survie sans ajustement pour la population masculine des îles Fidji, de 1951 à 1956	158
20 Projection des taux de survie avec ajustement pour la population masculine des îles Fidji, de 1951 à 1956	160
21 Migrations estimées pour certains groupes d'âge masculins, îles Fidji 1946-1956	192
22 Migrations estimées pour certains groupes d'âge masculins, (avec ajustement), îles Fidji, 1946-1956	192
	229

23	Estimation de la plénitude de l'enregistrement des naissances au Chili, avril 1951-avril 1952	199
24	Estimation de la plénitude de l'enregistrement des naissances au Chili, avril 1947-avril 1952	200
25	Estimation de la plénitude des déclarations de décès des hommes aux îles Fidji, 1950-1952	202
26	Calcul des taux d'activité, par âge et par sexe, pour la Nouvelle-Calédonie, recensement du 9 octobre 1951, population non indigène	206
27	Projection en 1956 des taux d'activité par âge et par sexe pour la population non indigène de la Nouvelle-Calédonie	209
28	Calcul de la population active par âge et par sexe, population non indigène de la Nouvelle-Calédonie, 1956	210
29	Estimation des composantes d'accroissement des mouvements de population aux îles Fidji, 1946-1956 (Hommes)	213
30	Estimation des composantes d'accroissement des mouvements de population aux îles Fidji, 1946-1956 (Femmes)	214
31	Projections de la population en 1966 au moyen de taux de correction (Hommes), îles Fidji	216
32	Projections de la population jusqu'en 1966 au moyen de taux de correction (Femmes), îles Fidji	217
33	Projections de la population en 1961 au moyen des taux de correction (Hommes), îles Fidji	219
34	Projections de la population en 1961 au moyen des taux de correction (Femmes), îles Fidji	220
35	Estimations du nombre de personnes atteignant tous les ans l'âge de 8 ans (octobre 1956-octobre 1966), îles Fidji	222
36	Estimation de la population active par sexe et grandes catégories d'âge, 1956, îles Fidji	224
37	Projection de la population active par sexe et grandes catégories d'âge en 1966, îles Fidji	225

TABLEAUX

Numéros	Pages
I Estimation annuelle de la population du Bassoutoland entre 1946 et 1956 suivant différentes méthodes d'interpolation	33
II Population de Porto Rico 1930, 1940, 1950 et 1960	46
III Estimations de la population du Souaziland en 1960 par différentes méthodes (1946-1956 = période de référence)	50
IV Répartition de l'émigration totale projetée selon les groupes d'âge à l'aide d'une ventilation hypothétique par âge	106
V Répartition type par âge de la migration par niveau de migration	107
VI Liste partielle des multiplicateurs de Sprague	116
VII Population masculine dénombrée lors du recensement de 1950 en République Dominicaine	117
VIII Calcul de l'effectif des différentes années d'âge pour la population masculine âgée de moins de 20 ans dans la République Dominicaine en 1950	119
IX Population du territoire sous tutelle des îles du Pacifique, 1953	128
X Population du territoire sous tutelle des îles du Pacifique, 75 ans et au-dessus, 1953	129
XI Population du territoire sous tutelle des îles du Pacifique, 1953	129
XII Nombre de naissances masculines ajustées obtenues par extrapolation, îles Fidji 1956-1966	136
XIII Calcul des tables de mortalité abrégées pour les hommes aux îles Fidji, 1950-1952	147
XIV Calcul d'une table de mortalité abrégée pour les femmes des îles Fidji, 1950-1952	148

ACHEVÉ D'IMPRIMER
SUR LES PRESSES DES
ÉTABLISSEMENTS DALEX
A MONTRouGE (SEINE)