

La Mortalité

par Dominique WALTISPERGER

SOMMAIRE

	Pages
INTRODUCTION	7
PREMIERE PARTIE. LES INDICES DE MORTALITE ET LES METHODES D'ANALYSE	
1.1. LES TAUX	9
1.1.1. Taux brut et taux comparatifs de mortalité	9
1.1.2. Les taux de mortalité par âge	11
1.1.3. Taux de mortalité infantile taux à 0 an, taux de mortalité infantile partiel	12
1.2. QUOTIENTS DE MORTALITE	14
1.2.1. Définition et calcul du quotient de mortalité	14
1.2.2. Passage du taux au quotient	16
1.3. TABLE DE MORTALITE	18
1.3.1. Table du moment et table par génération	18
1.3.2. Table abrégée de mortalité	18
1.3.3. Nombre d'années vécues, vie moyenne et espérance de vie	18
1.3.4. Probabilités de survie et population stationnaire	20
1.4. LES CAUSES DE DECES	21
1.4.1. Cas où les décès sont classés par âge et cause	22
1.4.2. Cas où la fréquence des causes n'est connue que de façon approximative (exemple sur la Haute-Volta)	22
1.4.3. Cas particulier de la mortalité infantile. (Application de la méthode de Bourgeois-Pichat aux données de trois pays)	25
1.5. LES DIFFERENCES DE MORTALITE	26
1.5.1. Mortalité saisonnière (Exemple sur Niakhar (Sénégal), composante saisonnière et désaisonnalisation	27
1.5.2. Mortalités urbaine et rurale	31
1.5.3. Mortalité selon l'ethnie	31
1.5.4. Mortalité infantile et circonstances de la naissance	34
1.6. CONCLUSION	35
DEUXIEME PARTIE. MODELES DE MORTALITE ET TECHNIQUES D'AJUSTEMENT	
2.1. TABLES-TYPES DES NATIONS UNIES	37
2.1.1. Calcul des tables-types	38
2.1.2. Critiques des tables-types des Nations Unies	39
2.2. TABLES-TYPES DE PRINCETON	39
2.2.1. Les données de base	39
2.2.2. Construction d'un modèle préliminaire et définition de modèles régionaux	40
2.2.3. Calcul des matrices de corrélation	41
2.2.4. Construction des quatre ensembles de tables types de mortalité	41
2.2.5. Présentation et utilisation des tables	47

	Pages
2.3. TABLES DE S. LEDERMANN	47
2.3.1. Estimation du logarithme des quotients	48
2.3.2. Calcul des tables ; indices d'entrée	48
2.3.3. Précision des différentes estimations	48
2.4. METHODE DE W. BRASS	49
2.4.1. La fonction logit.	49
2.4.2. Application aux proportions de décédés	50
2.4.3. Utilisation de la méthode des logits.	51
2.4.4. Ajustement des logits par la méthode des moindres carrés	51
2.4.5. Problèmes soulevés par cet ajustement	51
2.5. APPLICATION DES MODELES DE S. LEDERMANN ET W. BRASS A DES TABLES AFRI- CAINES (7 TABLES PAR SEXE)	55
2.5.1. Données observées et ajustements	55
2.5.2. Les quotients ajustés ; comparaison des modèles.	66
2.5.3. Comparaison des espérances de vie	68
2.6. CONCLUSION	68

TROISIEME PARTIE. METHODES D'ESTIMATION

3.1. ESTIMATION DE LA MORTALITE A PARTIR DU TOTAL DES DECES ANNUELS ET D'UNE REPARTITION DES EFFECTIFS PAR AGE	83
3.2. ESTIMATION DE LA MORTALITE A PARTIR DES REPARTITIONS PAR AGE DE DEUX RECENSEMENTS	84
3.2.1. Estimation de la mortalité à partir des effectifs cumulés	86
3.3. ESTIMATION DE LA MORTALITE A PARTIR DES DONNEES D'UN RECENSEMENT ET DU TAUX INTERCENSITAIRE D'ACCROISSEMENT	89
3.4. ESTIMATION DE LA MORTALITE D'UN SEXE A PARTIR DE LA MORTALITE DE L'AUTRE SEXE	90
3.4.1. Première estimation	90
3.4.2. Deuxième estimation	91
3.5. MORTALITE ESTIMEE A PARTIR DE LA DESCENDANCE SURVIVANTE (SECONDE METHODE DE BRASS)	96
3.6. MORTALITE ESTIMEE A PARTIR DE LA SURVIE DES ASCENDANTS	97
3.6.1. Proportions de recensés dont la mère est en vie.	97
3.6.2. Proportions d'enfants dont le père est en vie.	98
3.7. UTILISATION DES MODELES DE LEDERMANN ET BRASS A PARTIR DES DONNEES SUR LA SURVIE DES ASCENDANTS	100
3.7.1. Méthode de H.J. Page et G. Wunsch : application du modèle de Ledermann aux données sur la survie des parents.	100
3.7.2. Méthode de W. Brass : définition d'une structure de mortalité à partir des proportions de parents survivants	101
3.8. ESTIMATION DE LA MORTALITE A PARTIR DES DECES ET POPULATION CUMULES	102

3.9. CONCLUSION

ANNEXES	117
1 – Tables de Reed et Merrell	117
2 – Sénégal, Niakhar – Répartition des naissances selon le mois de l'année (1963-1967)	125
3 – Table de référence de W. Brass.	125
4 (a à g) – Modèle de Ledermann	126
5 (a et b) – Répartition de la population par groupe d'âge et sexe (Sénégal 1960-61 et 1970-71).	134
6 – Estimation de la mortalité à partir de la survie des enfants ; facteurs multiplicateurs.	135
7 – Estimation de la mortalité à partir de la survie des ascendants ; coefficients multiplicateurs à appliquer.	136
8 – Valeurs de L_1/L_B tirées du réseau 1 de Ledermann, selon les valeurs de ${}_5q_0$ (MF) et ${}_{20}q_{45}$ (MF)	137
9 – Tables types de Princeton	
BIBLIOGRAPHIE	143

Introduction

Le but de l'étude de la mortalité, comme le précise le dictionnaire multilingue de démographie(1), est de mesurer "l'action de la mort sur les populations". Il faut donc confronter, pour un laps de temps donné, le nombre de décès et le volume de la population concernée.

L'analyse ne sera vraiment satisfaisante que si l'on prend en compte les variables auxquelles la mortalité est étroitement liée (sexe, âge, etc). En fait, les possibilités concrètes d'analyse sont évidemment fonction des données disponibles. Ces sources d'observation peuvent être regroupées sous trois rubriques :

– *le couple état civil/recensement* qui dans les pays "développés" donne des informations complètes et relativement détaillées sur les décès d'une part et sur la population de référence d'autre part.

– *les recensements* qui peuvent dans certaines conditions constituer la base d'une estimation de la mortalité intercensitaire.

– *les enquêtes démographiques* qui visent explicitement à saisir les éléments nécessaires à l'étude du mouvement de la population et en particulier les décès et la population de référence.

Dans les pays d'Afrique noire, recensements et enquêtes sont les seules sources majeures d'information. L'état civil, s'il existe, y est souvent très incomplet.

De ce fait, l'analyse de la mortalité dans ces régions est limitée par l'observation : intervalle intercensitaire, durée ou champ de l'enquête. Seul un état civil complet et suffisamment ancien permettrait de suivre régulièrement l'évolution de la mortalité.

Par ailleurs, les analyses longitudinales ne sont possibles qu'à partir d'enquêtes rétrospectives (sur la vie génésique des femmes par exemple), ou à passages répétés sur plusieurs années. (pour les jeunes âges notamment). Mais en matière de mortalité, l'analyse longitudinale n'est pas prioritaire. Contrairement à la fécondité par exemple, l'histoire passée des individus a une faible incidence sur la mortalité, au regard des conditions du moment qui depuis un siècle évoluent très vite. Il est très rare, même en pays développés, que les données d'état civil soient utilisées pour une analyse longitudinale.

* * *

Ce chapitre qui se décompose en trois parties a pour objet d'exposer les différentes techniques de mesure du phénomène, compte tenu des éléments d'information dont on peut disposer en Afrique. Il se limite à l'étude des décès survenus après naissances vivantes.

– En première partie seront exposés les principaux indices de la mortalité qui, en absence d'état civil, sont utilisables pour l'analyse de données d'enquête. L'ordre de présentation a été choisi de manière à laisser apparaître l'affinement progressif de ces outils d'analyse.

(1) Dictionnaire démographique multilingue des Nations Unies ; New York, 1958.

– La deuxième partie donnera une description des quatre principaux modèles de mortalité dont on peut se servir pour ajuster et compléter des données observées.

– En troisième partie seront présentées les méthodes d'estimation employées en l'absence de classement par âge des décès : analyse de deux recensements, estimations à partir de la survie des ascendants ou descendants . . .

PREMIÈRE PARTIE

Les indices de mortalité et les méthodes d'analyse

1.1. LES TAUX

1.1.1. Taux brut et taux comparatifs de mortalité

Le taux brut est le rapport "du nombre annuel des décès observés dans une population à l'effectif moyen de cette population au cours de la période d'observation" (1).

Même si l'observation a porté sur plusieurs années, pour le calcul du taux on prendra en compte (au numérateur du rapport) les décès qui ont eu lieu en moyenne chaque année.

La population moyenne sera déduite de la demi-somme des effectifs observés en début et fin d'observation. Si la population en milieu de période est connue il est également possible de s'en servir comme population de référence.

C'est l'indice le plus facile à calculer puisqu'il ne demande que la connaissance des décès et des effectifs, sans ventilation par âge.

En fait, ce rapport n'a pas grande signification si l'on ne tient pas compte de la population qui s'y rapporte. Contrairement aux taux par âge qui éliminent l'effet de structure de la population, dans la mesure où les classes d'âges retenues sont petites, le rapport des décès annuels aux effectifs moyens (tous âges réunis) dépend de l'importance relative des effectifs de chaque groupe d'âges. Il représente la somme des taux par âge pondérés par leurs effectifs respectifs.

Pour illustrer l'incidence de la structure par âge sur le taux brut, les taux par âge observés au Sénégal (Serer de Niakhar) ont été appliqués aux effectifs gabonais du recensement de 1960-61.

Le taux ainsi obtenu (27 ‰) est de 20 % inférieur à celui de la population Serer de Niakhar (34 ‰), bien que la mortalité soit la même.

L'utilisation du taux brut ne se justifie donc que pour des comparaisons de populations ayant des structures par âge très ressemblantes ou encore, pour connaître l'évolution du phénomène dans le temps, sous condition que la population observée n'ait pas subi de mouvements (fécondité, migrations...), ayant modifié sa structure initiale.

Pour comparer les mortalités de régions dont les structures diffèrent sensiblement, on peut donc rapporter les taux par âge de chacune d'elles à une répartition commune appelée *population-type*, qui peut être celle de l'une des régions observées. Ainsi, pour l'exemple du tableau 1.1.A. la population gabonaise a servi de population-type.

Les taux bruts qui en ont été tirés (Niakhar : 27,4 ‰, Gabon : 29,6 ‰) traduisent la différence entre la mortalité de chaque zone, sans pourtant donner une mesure de chaque mortalité. La valeur des taux dépend de la population-type choisie.

(1) Dictionnaire de démographie multilingue op cit.

Tableau 1.1.A
Taux de mortalité de Niakhar (1963-65) appliqués à la population
gabonaise (1960-61)

Groupe d'âges	Niakhar (1) taux observés	Population gabonaise (2)	Décès annuels
0-4	128,4	50 433	6 476
5-9	10,8	42 874	463
10-14	4,3	30 931	133
15-19	4,8	24 869	119
20-24	6,5	31 268	203
25-29	7,3	37 345	273
30-34	10,0	34 360	344
35-39	8,5	41 063	349
40-44	11,9	33 948	404
45-49	13,2	34 760	459
50-54	19,1	20 066	383
55-59	23,7	15 692	372
60-64	26,9	11 284	304
65-69	46,2	8 349	386
70 et +	104,7	10 111	1 059
Ensemble	34,4	427 353	11 727
Taux brut de mortalité résultant des taux de Niakhar appliqués à la population gabonaise : 27,4 ‰		Taux brut de mortalité gabonais : 29,6 ‰	

Cette remarque s'applique également à la démarche inverse connue sous le nom de méthode de la *mortalité-type*, laquelle consiste à appliquer à chaque population les taux de mortalité de l'une d'elles ou d'un groupe témoin. On obtient ainsi le nombre de décès que l'on enregistrerait dans ces populations, si elles bénéficiaient de conditions sanitaires identiques.

L'indice de mortalité est le rapport des décès observés à ces décès "théoriques". Il présente donc l'avantage d'éliminer l'effet de la structure par âge. Si sa valeur est supérieure à l'unité, la mortalité observée dans la zone est supérieure à celle de la zone témoin et inversement. A partir de ces indices des comparaisons entre pays peuvent être faites.

Tableau 1.1 B

Comparaison des mortalités sénégalaise (Niakhar) et gabonaise à la mortalité-type du Cameroun occidental.

Groupe d'âges	Répartition de la population		Taux de mort. du Cameroun	Décès par rapport à la population de :	
	gabonaise	de Niakhar (Sénégal)		Gabon	Niakhar (Sénégal)
0-4	1 180	1 730	66	78	114
5-9	1 003	1 751	14	14	25
10-14	724	1 020	10	7	10
15-19	582	683	9	5	6
20-24	732	687	9	7	6
25-29	874	770	10	9	8
30-34	804	594	9	7	5
35-39	961	557	13	12	7
40-44	794	440	21	17	9
45-49	813	383	24	20	9
50-54	470	330	44	21	15
55-59	367	258	66	24	17
60-64	264	256	48	13	12
65-69	195	204	73	14	15
70 et +	237	337	118	28	40
Ensemble	10 000	10 000	25,7	276	298
Taux brut de mortalité	29,6 ‰	34,4 ‰	25,7 ‰	27,6 ‰	29,8 ‰

(1) Taux P.1 000. Tirés d'"Etude démographique dans la région du Sine-Saloum (Sénégal)" P. CANTRELLE. Travaux et documents ORSTOM ; Paris, 1969.

(2) Dépouillement manuel effectué par M. FRANCOIS, responsable des recensements gabonais de 1960-61 et 1969-70.

Les indices comparatifs seront donc :

$$TC/T'C = 25,7/25,7 = 1 \quad TN/T'N = 34,4/29,8 = 1,154 \quad TG/T'G = 29,6/27,6 = 1,072$$

La comparaison faite sur la base d'indices éliminant l'effet de la structure par âge montre que les conditions sanitaires les plus défavorables seraient celles de Niakhar ; les meilleures étant celles du Cameroun Occidental (indice N : 1,154 ; G : 1,072 ; C : 1,00)

Le rapport direct des taux bruts observés (N : 34,4 ‰ ; G : 29,6 ‰) à celui du Cameroun Occidental (25,7 ‰) donne les valeurs suivantes : N = 1,339 ; G = 1,152 ; C = 1,00). La prise en compte des structures par âge de chacune de ces zones a donc pour effet de surestimer la mortalité de Niakhar et du Gabon, par rapport à celle de la zone témoin.

L'avantage de la méthode de la mortalité-type par rapport à celle de la population-type est qu'elle ne nécessite pas de connaître les taux de mortalité par âge des zones que l'on veut comparer. Il suffit d'avoir ceux de la zone témoin et le nombre annuel de décès, dans les régions étudiées. Il faut cependant rappeler que ces indices n'ont pas de valeur en soi ; ils dépendent de la structure de mortalité-type choisie. Leur objet est uniquement comparatif.

1.1.2. Les taux de mortalité par âge.

L'influence de l'âge sur les risques de décès a montré l'impossibilité d'avoir un indice de mortalité significatif si cette variable est négligée. Pour éliminer l'effet de structure de la population, on calcule des taux dans de petits intervalles d'âges. La taille de ces classes (d'âges) dépendra de la précision des observations qui ont été faites. Celles-ci sont généralement de 1 ou de 5 années.

Le taux par âge se définit comme le rapport des décès annuels entre les âges x et $x + 1$ ou x et $x + 5$, à la population moyenne du groupe d'âges considéré.

Selon que l'on parle d'âge atteint durant la période d'observation ou d'événements ayant eu lieu entre anniversaires, on obtiendra différentes formes de taux.

– *Taux par âge*. Le taux par âge (années révolues) ou taux entre anniversaires est le rapport des décès entre les âges exacts x et $x + a$, survenus au cours de l'année t_0 , à la moyenne des effectifs appartenant au même groupe d'âges au premier janvier des années t_0 et t_1

– *Taux par génération*. Le taux par génération est le rapport du nombre de décès d'une ou plusieurs générations au cours d'une année, à l'effectif moyen de cette ou ces générations, durant cette année.

Au cours d'une année d'observation, le premier indice mesure la mortalité entre les âges x et $x + a$ tandis que le second donne sa valeur entre les âges moyens $x - 1 + \frac{a}{2}$ et $x + \frac{a}{2}$. (voir schéma 1)

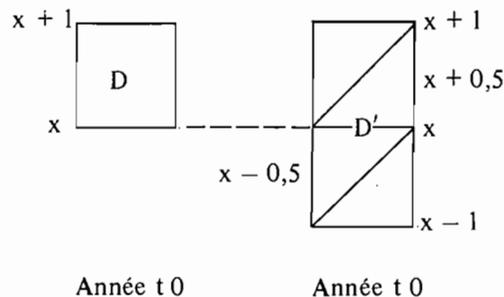


Schéma 1.

Le choix de l'un de ces taux pour mesurer la fréquence des décès dans une population dépendra de l'information disponible. En effet, tandis que les taux par âge nécessitent un classement des événements par âge, il faut une répartition par génération pour les seconds indices. Ces derniers, par contre, se rapportent à des âges moyens et nous verrons par la suite qu'il ne sont pas directement utilisables pour calculer les quotients de la table de mortalité.

1.1.3. Taux de mortalité infantile, taux à 0 an, taux de mortalité infantile partiel

Divers taux peuvent être employés pour mesurer la mortalité des moins d'un an :

- les taux de mortalité à 0 an ou rapport des décès annuels des moins d'un an à la population moyenne de 0 an révolu (de cette période) ;
- le taux de mortalité infantile ou rapport des décès des moins d'un an enregistrés au cours d'un intervalle, aux naissances vivantes qui ont eu lieu dans le même temps ;
- le premier taux infantile partiel ou décès d'une génération, survenus au cours de la première année, rapportés aux naissances de cette année.

Par définition, le taux à 0 an est toujours supérieur au taux de mortalité infantile. Dans le premier cas on a la fréquence des décès parmi les moins d'un an ; dans le second, une valeur comparable à la probabilité de décéder entre la naissance et le premier anniversaire, si toutefois les générations ont des effectifs constants.

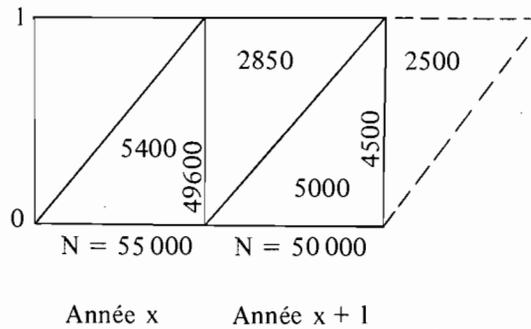


Schéma 2. -

D'après les données du schéma 2, on obtient pour l'année x + 1 :

- taux de mortalité à 0 an = $(2\ 850 + 5\ 000) / 0,5 (49\ 600 + 45\ 000) = 166 \text{ ‰}$
- taux de mortalité infantile = $(2\ 850 + 5\ 000) / 50\ 000 = 157 \text{ ‰}$

Dans l'exemple choisi, ce dernier taux surestime ici la probabilité de décéder avant le premier anniversaire, qui est restée constante dans les générations x et x + 1 (150 ‰) ; et ceci uniquement en raison de la diminution des naissances au cours de l'année x + 1.

Dans les cas où il y a stationnarité de la mortalité et un nombre variable de naissances par génération, même si l'on ne dispose pas de la répartition des décès par âge et génération, il est possible de calculer un taux de mortalité infantile plus précis, en rapportant les décès de l'année aux naissances pondérées des deux générations concernées. Soit :

D_1 les décès avant le premier anniversaire de la génération x et D_2 ceux de la génération x + 1 (schéma 2)

Parmi D_1 et D_2 , on distinguera :

D'_1 et D'_2 les décès survenus au cours de l'année de naissance

D''_1 et D''_2 les décès qui ont lieu entre 0 an révolu et le premier anniversaire.

Si la mortalité est stationnaire, on peut écrire : $D_1 = D_2 (N_1 / N_2)$; N_1 et N_2 étant les naissances des générations. Par ailleurs, si l'on admet que les décès au cours de la première année se répartissent de la façon suivante :

$$D'_2 = 2/3 \cdot D_2$$

$$D''_1 = 1/3 \cdot D_1$$

On pourra écrire :

$$D''_1 = 1/3 D_2 (N_1/N_2)$$

et donc :

$$D''_1 + D'_2 = D_2 (N_1/3N_2 + 2/3)$$

ou :

$$D_2 = \frac{D''_1 + D'_2}{(1/3) \frac{N_1}{N_2} + 2/3}$$

En divisant chaque membre par N_2 , on obtient l'égalité suivante :

$$\frac{D''_1 + D'_2}{(1/3) N_1 + (2/3) N_2} = \frac{D_2}{N_2}$$

Ainsi, le taux de mortalité infantile de l'année $x + 1$ sera égal à :

$$\frac{2\ 850 + 5\ 000}{(1/3) 55\ 000 + (2/3) 50\ 000} = 152 \text{ ‰}$$

Ce taux est très voisin de la probabilité de décès (0,150) (constante dans les deux générations). L'écart aurait été nul si la répartition des décès de moins d'un an était exactement de 2/3 (avant 0 an) et 1/3 après cet âge.

Le premier taux infantile partiel est égal à : $5\ 000/50\ 000 = 100 \text{ ‰}$. Il exprime la probabilité de décéder au cours de l'année de naissance. Comme nous venons de le dire, les décès de cette période peuvent être estimés au tiers des décès de moins d'un an.

Tandis que dans les pays développés, les décès infantiles sont peu nombreux, comparativement à ceux des personnes âgées, ils pèsent lourdement sur la vie moyenne, dans les régions à forte mortalité.

Bien qu'il soit encore difficile d'avoir une évaluation précise de la mortalité avant 1 an, les taux du tableau 2 donnent une idée de l'importance du phénomène à cet âge.

Tableau 1.2
Taux de mortalité infantile de divers pays d'Afrique⁽¹⁾

Pays	Période	Taux p. 1 000
Mali	1960-61	123
Mauritanie	1964-65	187
Togo	1961	127
Haute-Volta	1960-61	270
Cameroun	1960-64	161
Centrafrique	1959-60	190
Congo	1960-61	180
Gabon	1960-61	229
Tchad	1963-64	165

A la même époque (1960), le taux français sans être le plus faible d'Europe, n'était que de 27,4 ‰. Celui de l'Islande était alors de 13 ‰ seulement⁽²⁾.

Une estimation satisfaisante du niveau de mortalité des pays africains n'est pas possible sans une évaluation correcte des décès avant 1 an. Elle requiert une observation particulièrement attentive à cet âge ; observation rendue difficile par deux obstacles principaux :

(1) "Mortalité infantile et juvénile en Algérie du Nord" D. Tabutin. Population n° 1, 1974.

(2) "Evaluation de la mortalité en Europe, dans les pays anglo-saxons et en Union Soviétique 1960-70" J. Vallin et J.C. Chesnais-Population n° 4-5, 1974.

- omission des enfants morts peu de temps après la naissance ; (en Afrique, un enfant décédé avant qu'un nom lui soit donné est rarement déclaré).
- confusion entre les morts-nés et les décédés après naissance vivante ; (ce problème existe d'ailleurs également dans les pays bénéficiant d'un système correct d'état civil).

1.2. QUOTIENTS DE MORTALITE

1.2.1. Définition et calcul du quotient de mortalité

Le quotient est la probabilité de décéder entre deux âges. Dans une génération fermée, il se calcule en faisant le rapport des décès observés entre les âges x et $x + a$, aux survivants à l'âge x . Comme pour les taux, les âges peuvent être pris à l'anniversaire (âge exact), ou en années révolues. Dans le premier cas on parle de quotients entre anniversaires ; dans le second de quotients prospectifs.

Le calcul direct des quotients entre anniversaires nécessite en outre :

- que les décès soient observés pendant une période supérieure d'un an à l'intervalle d'âges sur lequel portent les quotients. Le schéma 3 montre qu'une génération passe de l'âge x au suivant en deux années. Cette même génération devra donc être suivie durant 6 années si l'on veut connaître la probabilité de décéder avant l'âge $x + 5$.
- que les décès soient classés par génération et âge au décès.

Temps d'observation et précision de l'information font que le calcul direct des quotients entre anniversaires est souvent impossible.

Quand les raisons qui précèdent sont les seules limitations à l'emploi de ces quotients, on peut se servir des quotients prospectifs.

Supposons que l'on ait au premier janvier d'une année les effectifs par âge et les décès de cette année, classés par génération. Par exemple la génération A, a x années révolues au 1/1/t1 (schéma 3). Le rapport de ses décès durant t1 aux survivants au 1/1/t1 donnera le quotient prospectif entre x et $x + 1$ années révolues ; soit entre les âges moyens $x + 0,5$ et $x + 1,5$. On peut ensuite procéder par interpolation afin d'avoir les quotients entre anniversaires.

De la même façon des quotients mensuels (entre mois exacts) pourront être déduits de quotients mensuels prospectifs. Un exemple de ce procédé est donné au tableau 1.3. (L'interpolation a été effectuée après lissage de la courbe des survivants).

Tableau 1.3.

Quotients mensuels de mortalité avant 1 an. Zone Serer de Niakhar (Sénégal)⁽¹⁾

Age moyen en mois	Quotient prospectif	Age en mois exacts	Quotient entre anniversaires
0	0,049	0	0,056
0,5	0,015	1	0,014
1,5	0,011	2	0,012
2,5	0,015	3	0,011
3,5	0,012	4	0,012
4,5	0,011	5	0,014
5,5	0,012	6	0,015
6,5	0,017	7	0,017
7,5	0,019	8	0,019
8,5	0,021	9	0,022
9,5	0,023	10	0,022
10,5	0,022	11	0,020

(1) "Allaitement, mortalité de l'enfance et fécondité dans une zone rurale du Sénégal". P. Cantrelle, O.R.S.T.O.M. ; H. Léridon, I.N.E.D. ; mai 1971.

Le calcul d'une probabilité de décéder nécessite, outre une connaissance précise des dates de naissance et décès dans un laps de temps suffisamment long, une absence de perturbations susceptibles de rendre non significatifs les quotients estimés.

En ce qui concerne la mortalité, les résultats sont souvent faussés par les mouvements migratoires. Si dans un intervalle d'âges considéré les sorties ont un volume nettement différent de celui des entrées, il est alors nécessaire d'évaluer la population exposée au risque durant cette période. (Cette remarque s'applique d'ailleurs à d'autres phénomènes démographiques).

Soit une génération qui compte 5 000 survivants à l'âge x et 3 660 au $x + 1^{\text{ème}}$ anniversaire. Dans cet intervalle se sont produits 130 décès, 80 immigrations et 1 290 sorties. (Schéma 3).

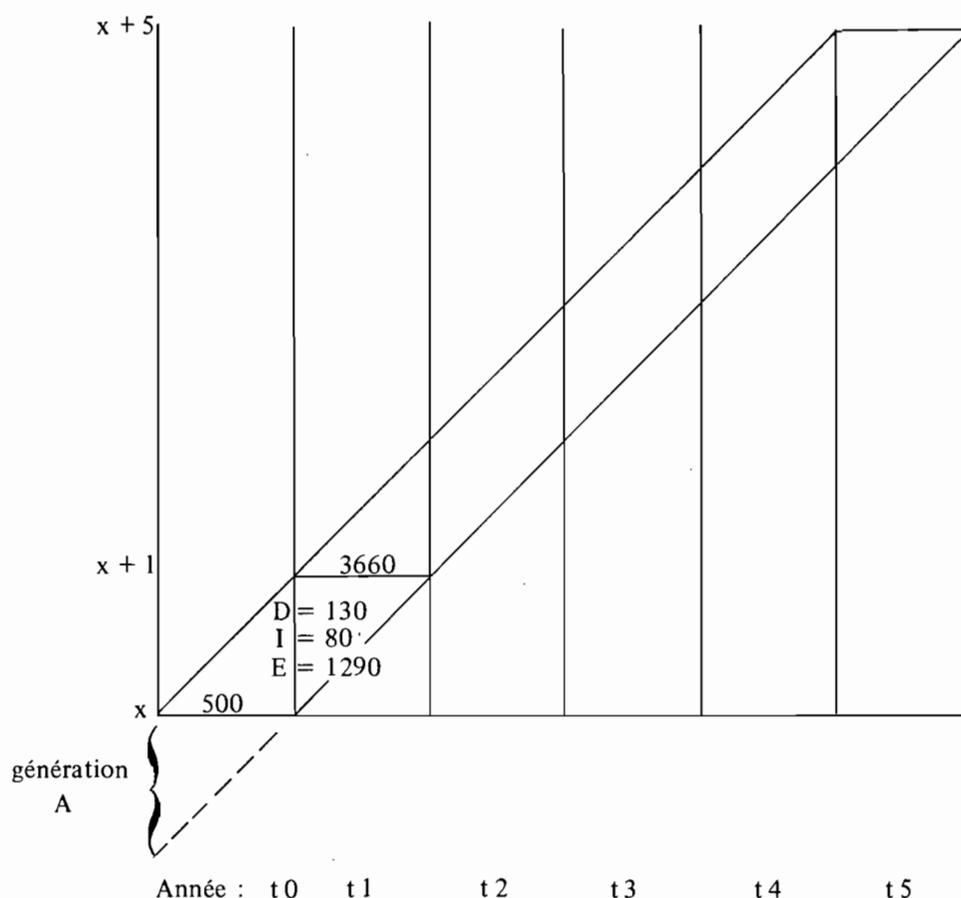


Schéma 3. -

Si l'on néglige les migrations, il est compréhensible que le quotient de mortalité sera sous estimé (26 ‰ au lieu de 30 ‰). En effet, seuls les décès ayant eu lieu dans la zone étudiée sont enregistrés. Le solde migratoire ($I - E$) étant ici négatif, les événements seraient alors rapportés à une population supérieure à celle qui a vécu dans la zone, durant la période.

Pour le calcul des probabilités, il doit donc être tenu compte du temps passé dans la zone par les migrants. Comme il est souvent impossible de relever pour chacun d'eux le temps de présence, on suppose que le départ ou l'arrivée s'est effectué en milieu de période, ce qui revient à dire qu'en moyenne la moitié des migrants ont vécu toute la période, dans la région observée.

En faisant l'hypothèse selon laquelle il n'y a pas de différence de mortalité entre migrants et sédentaires, on aura :

$${}_1Q_x = \frac{D(x, x + 1)}{S_x + \left(\frac{I - E}{2}\right)}$$

Comparativement aux quotients, les taux s'adaptent mieux à l'observation. Il présentent l'avantage de ne faire intervenir que peu d'éléments pour leur calcul (décès, population de référence). Il est souvent préférable de déduire le quotient du taux plutôt que de procéder à un calcul direct.

1.2.2. Passage du taux au quotient.

Qu'il s'agisse de taux entre anniversaires ou par génération, le raisonnement reste le même. La démonstration sera faite ici en se servant des événements d'une génération, observés entre les âges $x - 1$ et x révolus. (Voir schéma 4)

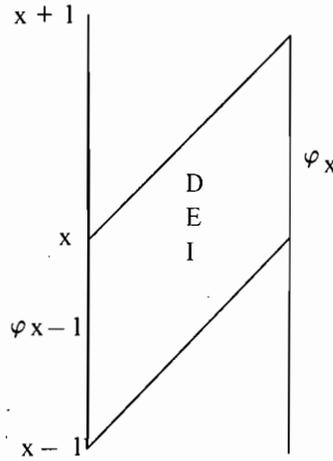


Schéma 4. -

- A supposer qu'au cours de cette année les décès soient uniformément répartis et que les mouvements migratoires soient négligeables, les taux et quotients s'écriront :

$${}_1M_x = \frac{D}{S_{x-1} - \frac{D}{2}} \quad \text{et} \quad {}_1Q_{x-1} = \frac{D}{S_{x-1}} \tag{1}$$

Il s'en suit que : $2D = ({}_1M_x)(2S_{x-1} - D) = 2({}_1Q_{x-1})(S_{x-1})$

et
$${}_1Q_{x-1} = \frac{2 \cdot {}_1M_x}{2 + {}_1M_x}$$

Si les taux sont calculés entre anniversaires, les quotients correspondent aux probabilités de décéder entre des âges exacts et sont donc directement utilisables pour faire une table de mortalité.

Si par contre il s'agit de taux par génération, on obtient les quotients entre deux âges révolus. On peut alors procéder par interpolation afin d'avoir les indices entre anniversaires.

- Contrairement à la démonstration précédente, supposons que le solde migratoire ne permette pas de négliger les déplacements. Les deux indices s'écriront donc :

$${}_1M_x = \frac{D}{S_{x-1} - \frac{D}{2} - \frac{F}{2} + \frac{I}{2}} \quad \text{et} \quad {}_1Q_{x-1} = \frac{D}{S_{x-1} - \frac{E}{2} + \frac{I}{2}}$$

(1) ${}_1M_x$ = taux à l'âge x atteint dans l'année.

${}_1Q_{x-1}$ = quotient perspectif entre les âges $x - 1$ et x révolus

De la seconde égalité, on tire :

$$S_{x-1} - \frac{E}{2} + \frac{I}{2} = \frac{D}{{}_1Q_{x-1}}$$

En transposant dans la première, on aura

$${}_1M_x = \frac{2D}{\frac{2D}{{}_1Q_{x-1}} - D}$$

et donc

$${}_1M_x = \frac{2 \cdot {}_1Q_{x-1}}{2 - {}_1Q_{x-1}} \quad \text{et} \quad {}_1Q_{x-1} = \frac{2 \cdot {}_1M_x}{2 + {}_1M_x}$$

Cette démonstration permet de mieux voir l'utilité des taux qui, tout en ignorant les migrations, donnent la possibilité de calculer des quotients cohérents, sous réserve, bien sûr, que les événements (décès, migrations) soient uniformément répartis dans l'intervalle d'âges considéré.

Cette condition a d'autant plus de chances d'être remplie que les taux portent sur de petits groupes d'âges ou de générations. Néanmoins, la formule reste valable pour des intervalles (a) de 5, voire de 10 ans.

soit

$${}_aQ_x = \frac{2 \cdot a \cdot {}_aM_x}{2 + a \cdot {}_aM_x}$$

— Une autre méthode de conversion des taux en quotient a été établie par Reed et Merrell (1). En se servant de tables américaines ils ont défini les relations existant entre taux et quotients. De là ont été calculées 3 séries de tables de conversion, chacune se rapportant à des taux d'amplitudes d'âges différentes : ${}_4M_x$; ${}_5M_x$ et ${}_{10}M_x$. Ces tables comportent trois colonnes (voir annexe 1) où figurent successivement les : taux, quotients et différences entre le quotient de la ligne et celui qui le suit. Cette dernière colonne rend plus aisées les interpolations de quotients.

Si, par exemple, on veut connaître le quotient qui correspond à ${}_5M_x = 35 \text{ ‰}$, il suffit de se reporter à la table 2 et, par simple lecture, on a ${}_5Q_x = 161,571 \text{ ‰}$

A partir d'un taux donné avec la précision du dix millième, par exemple $35,6 \text{ ‰}$, le quotient sera interpolé, soit :

$${}_5Q_x = 0,161571 + 0,6(0,004241) = 164,116 \text{ ‰}$$

Tableau 1.4

Estimation des quotients à partir des taux observés dans la zone de Fakao (2) (Sénégal). (H + F).

Age x	Taux observés ${}_{10}M_x$	Quotient estimé à partir de :	
		la formule	la table de Reed et Merrell
0	0,0564	0,4399	0,4454
10	0,0028	0,0276	0,0277
20	0,0033	0,0325	0,0325
30	0,0053	0,0516	0,0518
40	0,0056	0,0545	0,0547
50	0,0092	0,0880	0,0885
60	0,0221	0,1990	0,2014
70	0,0615	0,4704	0,4755

(1) L.J. Reed and M. Merrell, "A short Method for constructing an abridged life table", the american journal of hygiene, vol 30, N° 2, pp. 33-62, september 1939. En annexe 1 est donnée la série présentée dans. "L'Analyse démographique" Roland Pressat. P.U.F. 1969.

(2) "Fakao (Sénégal) dépouillement des registres paroissiaux, méthodologie et résultats". B. Lacombe ; Travaux et Documents, ORSTOM, Paris 1970.

Les différences ne sont pas significatives même pour les taux les plus élevés. Vu la rapidité des estimations faites à partir des tables, cette solution est préférable. Afin de compléter la table existante pour les " ${}_4m_1$ " dont le maximum était de 40 ‰, on a calculé les quotients correspondant aux taux allant de 41 ‰ à 110 ‰

1.3. TABLE DE MORTALITE

Une fois connus les quotients de mortalité, reste à décrire quels effets ont ces probabilités sur la population. A cette fin ont été regroupées sous le terme de table de mortalité, toutes les fonctions qui décrivent l'action du phénomène.

En France, la table se compose souvent de trois indices : les quotients entre anniversaires (${}_aQ_x$) : les décès dans le même intervalle $D(x, x + a)$ et enfin les survivants à chaque âge exact S_x (1). Chacun de ces indices peut être déduit des autres. La série des survivants est présentée pour 1 000 ou 10 000 naissances vivantes (selon les possibilités).

– Si l'on dispose de la série des quotients, en appliquant la première probabilité aux S_0 , on aura les décès au cours du premier intervalle d'âges et par différence les survivants à l'âge suivant et ainsi de suite.

– Si la fonction de survie est connue, la différence $S_x - S_{x+a}$ sera égale à $D(x, x + a)$, puis le rapport $D(x, x + a)/S_x$ donnera ${}_aQ_x$.

– La distribution des décès par groupe d'âges permet de calculer les survivants : $S_{x+a} = S_x - D(x, x + a)$; ensuite on obtient les quotients par le rapport ci-dessus.

Les pays anglo-saxons présentent habituellement des tables plus complètes. En plus des indices précédents peuvent figurer le total d'années vécues par les décédés, l'espérance de vie à chaque âge ainsi que les survivants d'une population stationnaire et les probabilités de survie par groupe d'âges. Le calcul de ces indices sera décrit plus loin.

1.3.1. Table du moment et table par génération.

Selon qu'il s'agit de décès relevés au cours d'une période ou de ceux d'une génération suivie de sa naissance à sa disparition, sera construite soit une table du moment soit une table de génération. Pour les motifs énoncés auparavant (2) l'étude transversale de la mortalité est préférable. On calculera donc des tables du moment qui résument l'effet des conditions actuelles sur une génération fictive qui aurait subi, de sa naissance à sa disparition, les conditions sanitaires actuelles.

1.3.2. Table abrégée de mortalité

Lorsque l'observation le permet la table de mortalité est présentée par année d'âge. En ce qui concerne les pays d'Afrique noire, les âges trop imprécis rendent inutile une répartition aussi détaillée. Les événements sont en principe regroupés par tranche quinquennale ou décennale. Il est souhaitable cependant que les décès avant 5 ans soient donnés par année. C'est en effet au cours des premières années que la mortalité est la plus forte. Une répartition précise des décès des moins de 5 ans est donc nécessaire pour avoir une bonne estimation de la vie moyenne (voir tableau 1.5).

1.3.3. Nombre d'années vécues, vie moyenne et espérance de vie.

– Dans chaque intervalle d'âges, si on multiplie les décès de la table par l'âge moyen auquel ils ont eu lieu (les décès sont supposés uniformément répartis), on obtient le nombre d'années vécues par les décédés de chaque classe d'âges (tableau 1.5 col 6).

(1) Aux tables de mortalité française, on joint souvent la série E_x (espérance de vie à l'âge x)

(2) Voir introduction.

En cumulant à partir de l'âge le plus élevé, les nombres de cette série, on a donc le nombre d'années vécues par les individus qui étaient survivants aux différents âges (col 7). Le rapport de ces années aux survivants donnera donc l'âge moyen auquel les individus d'une génération décèdent, sachant qu'ils ont vécu jusqu'à 0,1 . . . x années (col 8). Cet âge moyen s'appelle aussi *vie moyenne*.

On peut également s'intéresser au nombre moyen d'années qui restent à vivre aux individus d'une génération, sachant qu'ils ont atteint l'âge x. Dans ce cas on ne tient pas compte des années vécues avant cet âge. Il suffira donc de déduire de la vie moyenne à l'âge x, les x années précédentes. On a ainsi l'*espérance de vie à l'âge x* (E_x). On voit, tableau 1.5, que l'espérance de vie à 5 ans (54, 56 ans) est égale à la vie moyenne (59, 56 ans), moins 5 ans.

Tableau 1.5.
Table abrégée de mortalité-Paos-Koto (Sénégal)⁽¹⁾

Age x (1)	S_x p. 1 000 (2)	${}_n Q_x$ p. 1 000 (3)	$D(x, x+n)$ (4)	Age moyen (5)	(4) . (5) (6)	cumul (6) (7)	Vie moyenne (8)	E_x (9)
0	10 000	128,8	1 288	0,5	644	373 876	37,39	37,39
1	8 712	124,6	1 086	1,5	1 629	373 232	42,84	41,84
2	7 626	116,1	885	2,5	2 212,5	371 603	48,73	46,73
3	6 741	62,0	418	3,5	1 463	369 390,5	54,80	51,80
4	6 323	24,9	157	4,5	706,5	367 927,5	58,19	54,19
5	6 166	60,0	370	7,5	2 775	367 221	59,56	54,56
10	5 796	22,4	130	12,5	1 625	364 446	62,88	52,88
15	5 666	29,1	165	17,5	2 887,5	362 821	64,03	49,03
20	5 501	24,5	135	22,5	3 037,5	359 933,5	65,43	45,43
25	5 366	39,1	210	27,5	5 775	356 896	66,51	41,51
30	5 156	22,3	115	32,5	3 737,5	351 121	68,10	38,10
35	5 041	53,6	270	37,5	10 125	347 383,5	68,91	33,91
40	4 771	52,4	250	42,5	10 625	337 285,5	70,69	30,69
45	4 521	49,8	225	47,5	10 687,5	326 633,5	72,25	27,25
50	4 296	81,5	350	52,5	18 375	315 946	73,54	23,54
55	3 946	125,4	495	57,5	28 462,5	297 571	75,41	20,41
60	3 451	128,9	445	62,5	27 812,5	269 108,5	77,98	17,98
65	3 006	192,9	580	67,5	39 150	241 296	80,27	15,27
70	2 426	243,2	590	75,0	44 250	202 146	83,32	13,32
80	1 836		1 836	86,0	157 896	157 896	86 ⁽²⁾	6,00

Très souvent la vie moyenne n'est pas calculée car elle n'apporte aucune information supplémentaire à l'espérance de vie. E_x est évalué directement en faisant le rapport des années vécues depuis l'âge x, aux survivants à cet âge (T_x/S_x). Pour avoir l'espérance de vie à la naissance (E_0), on tiendra le raisonnement suivant :

— les décédés entre 0 et 1 an (S_0-S_1) auront vécu en moyenne 0,5 an⁽³⁾ ceux de l'intervalle 1-2 ans (S_1-S_2), 1,5 ans et ainsi de suite. Le numérateur T_x s'écrira donc :

$$T_x = 0,5(S_0-S_1) + 1,5(S_1-S_2) + 2,5(S_2-S_3) + 3,5(S_3-S_4) + 4,5(S_4-S_5) + 7,5(S_5-S_{10}) + \dots + 75(S_{70}-S_{80}) + 86(S_{80}-S_\omega) \quad (4).$$

(1) "Etude démographique dans la région du Sine-Saloum" (Sénégal) ; P. Cantrelle, Travaux et documents, ORSTOM, Paris, 1969.

(2) Pour les décès ayant lieu après 80 ans il aurait été préférable de prendre 84 ans comme âge moyen ; dans ce cas $e_0 = 37,0$ ans.

(3) Age moyen approximatif ; en réalité l'âge moyen des décédés est $< 0,5$ ans.

(4) ω = âge auquel il n'y a plus de survivants.

En simplifiant on obtient :

$$T_x = 0,5 S_0 + S_1 + S_2 + S_3 + S_4 + 3S_5 + 5S_{10} + 5S_{15} + \dots + 5S_{65} + 7,5S_{70} + 11S_{80}$$

et donc

$$E_0 = \frac{T_x}{S_0} = 0,5 + \frac{S_1 + S_2 + S_3 + S_4 + 3S_5 + 5(S_{10} + S_{15} + \dots + S_{65}) + 7,5S_{70} + 11S_{80}}{S_0}$$

Les espérances de vie aux âges suivants pourront être calculées en suivant un raisonnement similaire ; par exemple à 40 ans on aura :

$$T_{40} = 2,5 (S_{40} - S_{45}) + 7,5 (S_{45} - S_{50}) + \dots + 27,5 (S_{65} - S_{70}) + 35 (S_{70} - S_{80}) + 46 (S_{80} - S_{\infty})$$

et

$$E_{40} = 2,5 \frac{(S_{40} + 5 (S_{45} + S_{50} + S_{55} + S_{60} + S_{65}) + 7,5 S_{70} + 11 S_{80}}{S_{40}}$$

Dans les pays africains, la forte mortalité avant 5 ans entraîne une augmentation de l'espérance de vie avec l'âge. Dans l'exemple précédent, l'espérance la plus forte est atteinte à 5 ans, âge auquel elle est supérieure d'environ 17 années à celle des 0 an. A mesure que la mortalité diminue, le sommet de la courbe se rapproche de l'origine des âges, comme le montrent les données du tableau 1.6.

Tableau 1.6
Espérance de vie selon l'âge

Age x	France ⁽¹⁾		Tables de Princeton modèle ouest ⁽²⁾			
	1966-70		Niveau 23		Niveau 24	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
0	67,96	75,43	68,89	75,00	74,43	77,50
1	68,28	75,55	70,11	75,39	74,65	77,45
2	67,39	74,66				
3	66,45	73,71				
4	65,49	72,75				
5	64,53	71,78	66,71	71,69	70,85	73,61

La surmortalité de la première année, due surtout à des décès endogènes, fait que même dans les pays à faible mortalité, l'espérance de vie maximum est enregistrée quelques mois après la naissance (En France, elle se situe vers 3 ou 4 mois).

L'espérance de vie est un indice commode et plus précis que le taux brut pour effectuer des comparaisons entre pays. Il doit cependant être employé avec précaution et ceci pour deux raisons :

- Il donne une idée du niveau de mortalité sans indication sur la structure à laquelle il se rapporte : une même somme d'années vécues par une cohorte peut être obtenue à partir de répartitions de décès sensiblement différentes.

- Pour les pays d'Afrique noire, la connaissance approximative des âges risque de fausser son estimation. De plus, les omissions des enfants décédés juste après la naissance risquent de rendre peu significative la valeur de E_0 . Aussi, est-il préférable de se servir de E_5 pour établir des comparaisons.

1.3.4. Probabilités de survie et population stationnaire

Nous avons mentionné au paragraphe 1.3. que certaines tables de mortalité donnaient les probabilités de survie ainsi que les effectifs par groupe d'âges d'une population stationnaire.

(1) "La Mortalité" A. Monnier "Population" juin 1974 p. 109.

(2) Tables types de mortalité modèles régionaux. Université de Princeton, New Jersey 1966.

– La probabilité de survie qui est le complément à l'unité du quotient de mortalité de la même classe d'âges, peut donc comme ce dernier être calculée soit entre âges exacts soit entre âges révolus. On les présente le plus souvent entre deux âges ou groupes d'âges révolus ; elles sont ainsi directement utilisables pour déduire les effectifs d'une population stationnaire :

Comme par ailleurs la table ne donne que les quotients de mortalité entre âges exacts, les probabilités de survie seront interpolées à partir de la série des survivants.

Sachant qu'à 1,2 et 3 ans exacts, il y a respectivement 8 712, 7 626 et 6 741 survivants (tableau 1.5) ; si les décès sont répartis de façon uniforme, les survivants à 1 et 2 ans révolus (âges moyens : 1,5 et 2,5 ans) seront égaux à :

$$S'_1 = \frac{S_1 + S_2}{2} = \frac{8\,712 + 7\,626}{2} = 8\,169 \text{ et } S'_2 = \frac{S_2 + S_3}{2} = \frac{7\,626 + 6\,741}{2} = 7\,184$$

et
$$P(1) = S'_2/S'_1 = 7\,184/8\,169 = 0,879$$

– La population stationnaire présente la particularité d'avoir un taux d'accroissement nul ; le nombre annuel de décès est égal à celui des naissances. De ce fait, les effectifs de chaque groupe d'âges résultent de générations de même taille. Il suffira donc de multiplier le nombre annuel de naissances par la probabilité de survie à l'âge 0 pour avoir les survivants à cet âge (révolu) et ainsi de suite.

$$L(0) = N.P(0) ; L(1) = N.P(0) . P(1) ; L(x) = N.P(0) . P(1) \dots P(x).$$

Ces expressions peuvent encore s'écrire :

$$L(0) = \frac{N(S_0 + S_1)}{2S_0} ; L(1) = \frac{N(S_1 + S_2)}{2S_0} ; L(x) = \frac{N(S_x + S_{x+1})}{2S_0}$$

Or la somme des $L(x)$ donne les effectifs P de la population, soit :

$$P = N(0,5 + \frac{S_1 + S_2 + S_3 + \dots + S_{\omega-1}}{S_0})$$

L'expression entre parenthèses est égale à E_0 et donc $P = N.E_0$

On voit par conséquent, que la répartition par âge d'une population stationnaire peut être calculée en se servant uniquement des indices de mortalité et, que ses effectifs sont égaux au nombre annuel de naissances multiplié par leur durée moyenne.

1.4. LES CAUSES DE DECES

L'analyse purement statistique de la mortalité doit être complétée par une recherche des variables susceptibles d'influer sensiblement sur l'intensité du phénomène. Parmi elles, les causes de décès apparaissent comme la variable explicative de première importance. Leur analyse présente cependant des difficultés de trois ordres :

– Les causes de décès sont souvent mal connues. Dans les pays d'Afrique noire, il n'est pas rare d'avoir près de 30 % des décès infantiles de cause indéterminée,

– Il y a fréquemment ignorance de la cause première au profit de la cause secondaire (genre de mort). Le décès d'un alcoolique mort accidentellement sera très probablement classé parmi les accidents même si l'alcool est à l'origine de l'accident.

– Enfin, sur le plan de la collecte, rares sont les enquêtes africaines qui donnent à la fois une ventilation des décès par cause et âge. Ceci pose un problème important lors de l'analyse dont le but est d'établir des tables de mortalité soit par cause soit en absence de telle ou telle cause.

1.4.1. Cas où les décès sont classés par âge et cause.

Soit D_1 les décès d'une cause donnée dont on veut établir la table. Les autres décès seront regroupés sous l'appellation D_2 .

On suppose que dans chaque groupe d'âges les événements sont uniformément répartis et qu'il y a indépendance des causes.

Le calcul des quotients est alors identique à celui qui avait été présenté lors de l'interférence d'un phénomène perturbateur (par exemple les migrations). On aura donc ;

$$Q_1 = \frac{D_1}{S - \frac{D_2}{2}} \quad \text{et} \quad Q_2 = \frac{D_2}{S - \frac{D_1}{2}}$$

1.4.2. Cas où la fréquence des causes n'est connue que de façon approximative.

Si pour chaque intervalle d'âges, on connaît la fréquence des décès dus à la cause 1 (k), les décès de la table pondérés par cette fréquence donneront les décès de cause 1 :

$$D_1 = k.D \quad \text{et} \quad D_2 = (1 - k)D$$

Il suffit alors d'utiliser les égalités données au paragraphe 1.4.1, pour calculer les quotients par cause.

1.4.2.1. Enquête Haute-Volta 1969-61 (1)

Afin d'illustrer la démonstration précédente, on a calculé la table de mortalité des moins de 5 ans, en absence de décès par rougeole.

La répartition des décès se présente comme suit :

Tableau 1.7
Haute-Volta : répartition des décès par cause

Causes de décès	Groupe d'âges	
	- 1 an	1-4 ans
Rougeole	121	452
Paludisme	188	85
Méningite	21	31
Affect. abdo.	89	231
Autres	36	37
Coqueluche	55	31
Autres affect. pulmonaires	52	24
Affect. cardiaques	12	12
Grossesses ou accouchement	-	-
Vieillesse	-	-
Circonstances de naissance	83	2
Mort violente	-	2
Autres causes	77	46
Causes indéterminées	266	47
Total	1 000	1 000

(1) "Enquête Démographique par sondage en République de Haute-Volta 1960-61" Secrétariat d'état aux affaires étrangères - INSEE département coopération. Tome II p. 268.

On voit que les causes indéterminées ne sont pas négligeables, tout particulièrement pour les décès avant 1 an. Il est probable que les maladies qui les ont provoqués, sont mal connues des habitants du pays. Au contraire, les épidémies de rougeole, très meurtrières en Afrique sont facilement reconnaissables. On peut donc supposer que les fréquences observées reflètent assez bien la réalité et qu'une réévaluation tenant compte des causes indéterminées ne ferait que fausser davantage l'estimation.

Connaissant les décès de la table (toutes causes), le calcul de la table de mortalité en absence de mortalité par rougeole se fera comme suit :

Tableau 1.8
Haute-Volta. Table de mortalité avant 5 ans, en absence de décès par rougeole.

Age x	Décès toutes causes	k	D_1	D_2	Table en absence de rougeole		
					${}_aQ_x$	$D(x, x + a)$	S_x
0	182	0,121	22	160	0,162	162	1 000
1	178	0,452	80	98	0,126	106	838
5							732

En absence de rougeole, le nombre de décès avant 5 ans diminuerait de 26 %.

Dans la mesure où l'observation le permettrait, il serait particulièrement intéressant de faire ce genre d'étude par saison. On peut par exemple suggérer le calcul de tables trimestrielles en l'absence de fièvres.

1.4.3. Cas particulier de la mortalité infantile

Les décès d'enfants de moins d'un an sont dus soit à des causes endogènes (mauvaise constitution interne ou traumatisme obstétrical) ; soit à des causes exogènes (contact de l'enfant avec le milieu extérieur). Même en pays développés il est difficile de recueillir des données suffisamment précises pour faire cette distinction.

J. Bourgeois-Pichat a mis au point une méthode qui permet d'effectuer cette séparation en ne disposant que de la répartition par âge des décès (1).

Il a montré qu'en plaçant les décès exogènes cumulés sur un système d'axes (décès en ordonnée, âge en abscisse d'échelle $\log^3(n + 1)$, n étant le nombre de jours), on obtient une série de points alignés. Cet alignement demeure quel que soit le niveau de la mortalité, ce qui indique que la répartition des décès exogènes dépend uniquement de l'âge.

Si l'ensemble des décès sont cumulés (endogènes + exogènes), les points ne sont plus alignés qu'après 3 ou 4 semaines, cette perturbation étant due aux décès endogènes qui ont lieu presque tous avant 1 mois. Habituellement, on considère qu'après 21 jours tous les décès ont des causes exogènes (2).

La détermination des deux causes de décès infantiles se fera par le procédé graphique suivant :

– sur le système d'axes décrit auparavant on reporte les décès cumulés observés, qui, d'une façon générale, décrivent une courbe de l'origine à la troisième semaine, puis s'alignent.

– En prolongeant le segment de droite (21 j - 365 j) jusqu'à l'axe des ordonnées, on obtient les décès endogènes (ox).

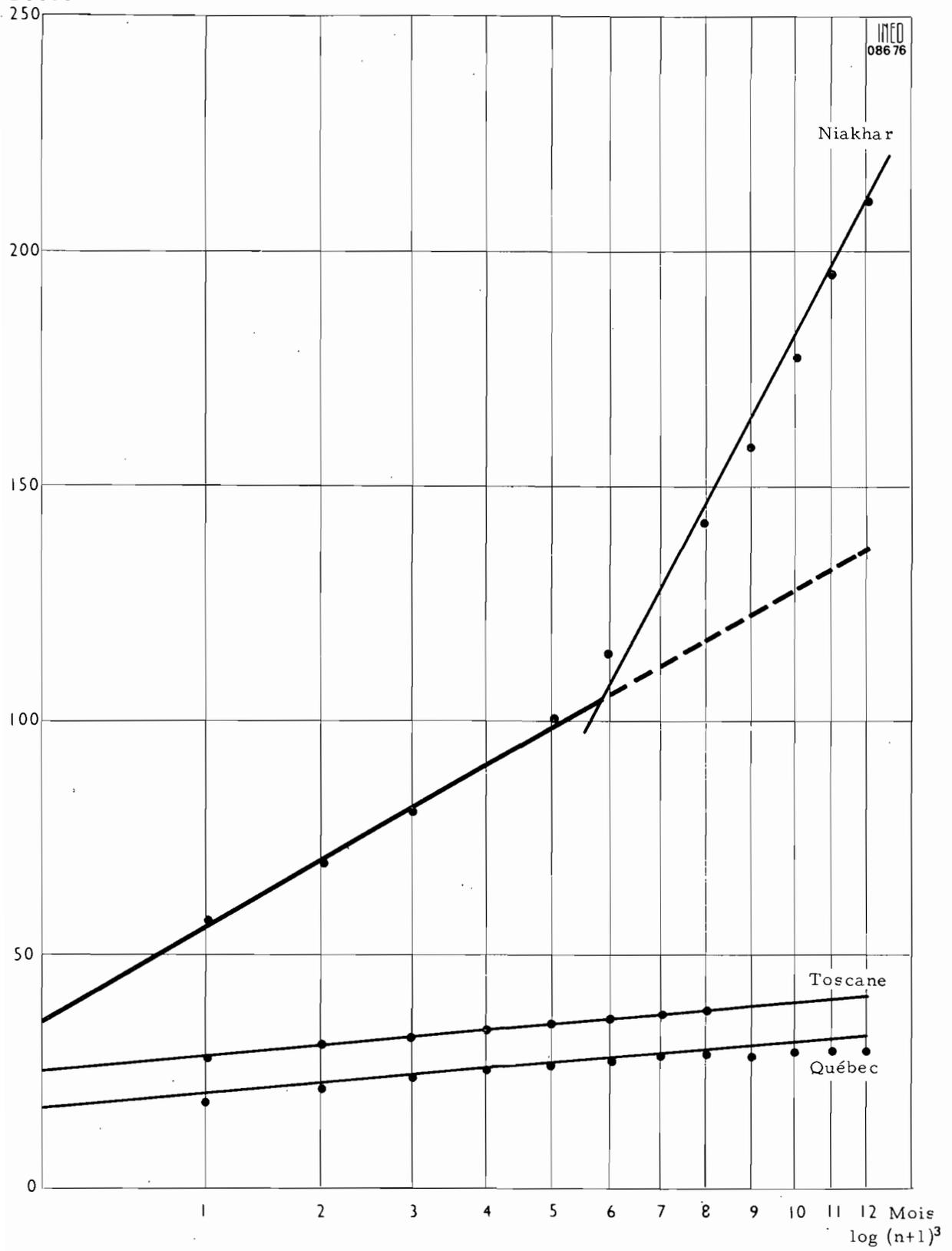
– Par différence de ce segment à l'ordonnée à 365 jours (oy) on déduit les décès exogènes de la première année (xy). (voir schéma 5).

Les statistiques de décès sont données souvent par mois, comme le montrent les exemples ci-après. De manière à faciliter la représentation graphique, les longueurs proportionnelles des abscisses figurent au tableau 1.9.

(1) J. Bourgeois-Pichat "La mesure de la mortalité infantile" Population, n° 2, 1951.

(2) On estime que les décès exogènes du 1^{er} mois de la vie représentent environ 25 % de l'ensemble des décès entre 1 et 11 mois.

Décès



Graphique 1.1. -- Décès cumulés des moins d'un an répartis selon la méthode de J. Bourgeois-Pichat.

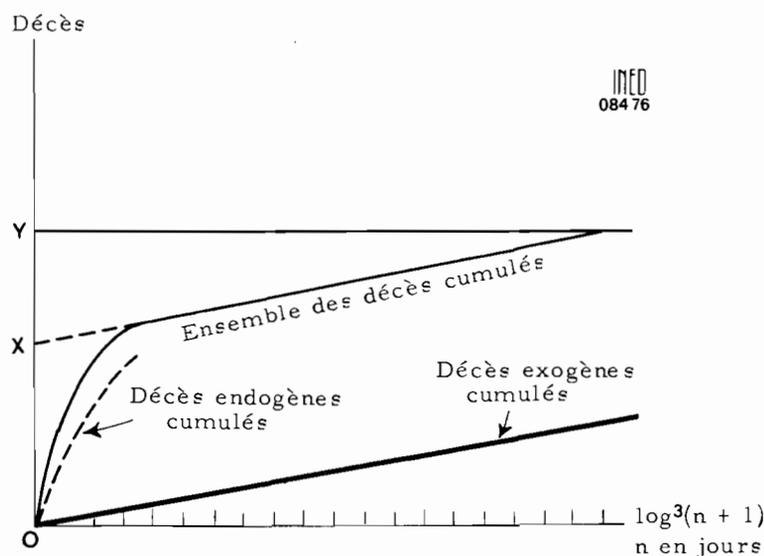


Schéma 5. – Mortalité infantile. Détermination des décès endogènes et exogènes.

Pour illustrer le résumé théorique précédent, trois exemples bien distincts ont été choisis. Ils portent respectivement sur : la Toscane 1951-53 (1) ; le Québec 1960 (2) et une zone du Sénégal (3).

1.4.3. Application de la méthode de Bourgeois-Pichat aux données de trois pays.

Tableau 1.9
Décès cumulés selon le mois, pour 1 000 naissances vivantes.

Age en mois	Décès cumulés observés avant 1 an			Longueur propor. des abscisses.
	Toscane (1) 1951-53	Québec (2) 1960	Sénégal (3) 1963-67	
0				
1	28,2	18,7	56	335
2	30,6	21,4	69	574
3	32,4	23,5	80	758
4	34,0	25,1	90	911
5	35,3	26,1	101	1 043
6	36,4	27,1	114	1 160
7	37,4	28,1	127	1 265
8	38,4	28,6	142	1 361
9	39,1	29,1	158	1 450
10	39,9	29,5	177	1 533
11	40,4	29,9	195	1 611
12	41,0	30,2	211	1 685

La représentation graphique de ces données montre qu'après un mois les points sont presque parfaitement alignés pour la Toscane. Par contre, une légère concavité se dessine avec les décès du Québec. Enfin l'exemple du Sénégal donne une cassure très nette entre 5 et 6 mois.

Avec l'exemple type (Toscane), on obtient une droite ajustée qui coupe l'ordonnée à 25. Cette valeur représente le taux de mortalité endogène. A 12 mois, cette droite atteint 41 en ordonnée. En défalquant de l'ensemble, les décès endogènes (41-25), on obtient un taux de mortalité exogène de 16p.1 000.

(1) Exemple traité par Louis Henry dans "Démographie, analyse et modèles ; Larousse, 1972. pp. 183-185.

(2) Données tirés de "Mesure de la mortalité infantile" – Robert Nadot. Population n° 5 sept-oct. 1971.

(3) Niakhar "Allaitement, mortalité de l'enfance et fécondité dans une zone rurale du Sénégal" P. Cantrelle, O.R.S.T.O.M. et H. Leridon, I.N.E.D. ; mais 1971.

La légère déviation des points relatifs au Québec ne doit pas empêcher ce type d'évaluation. Tout se passe comme s'il y avait surestimation de la mortalité endogène. D'après Bourgeois-Pichat, la forte mortalité endogène des premiers mois proviendrait de l'amélioration des techniques thérapeutiques dont la conséquence est la prolongation de la vie des enfants mal constitués. A cela s'ajoute une diminution relative des décès aux âges les plus élevés (10 mois et plus), due à l'emploi de médicaments (1).

La droite d'ajustement pourra être tracée à partir des points médians. D'après le graphique, les décès endogènes seraient de l'ordre de 17 pour un taux de mortalité infantile de 32,5 p. 1 000 ; soit donc un taux de mortalité exogène de 15,5 p. 1 000.

La répartition africaine est très particulière. On observe une cassure entre 5 et 6 mois qui traduit une surmortalité exogène. Ce phénomène est fréquemment observé dans ces régions. On l'attribue souvent au mode alimentaire. En Afrique, l'âge moyen au sevrage est généralement tardif (environ 2 ans au Sénégal). A mesure que l'enfant grandit, l'allaitement devient insuffisant. Par la suite les nourritures de remplacement, peu riches, contribuent à la sensibilisation des jeunes enfants aux épidémies et conditions climatiques. L'espacement réduit des naissances peut également augmenter les risques de complications digestives consécutives à un arrêt brutal de l'allaitement.

On peut estimer ce que serait la mortalité infantile si la mortalité exogène était proportionnelle aux décès endogènes. Pour cela, il suffit de prolonger le segment qui ajuste les événements cumulés de 1 à 5 mois) ; on obtient :

- à 0 mois les décès endogènes (35)
- à 12 mois, les décès cumulés que l'on aurait en absence de surmortalité exogène (136).

Le nombre important de décès exogènes provoque une augmentation de la mortalité infantile de 54 % (210 contre 136).

1.5. LES DIFFERENCES DE MORTALITE (2)

Les maladies ne représentent que la cause ultime des décès. Elles sont elles-mêmes le résultat de l'action d'autres phénomènes dépendant du milieu géographique ou humain : les épidémies de grippe sont directement liées aux saisons ; pour certaines causes du moins, les décès seront plus nombreux dans les régions dépourvues d'infrastructures sanitaires ; les décès infantiles résultent souvent du manque de soins apportés à l'enfant. Il faut donc tenir compte de variables aussi diverses que le temps dont dispose la mère pour s'occuper de ou des enfants, le travail hors du ménage, les revenus, le niveau d'instruction, l'intervalle entre naissances etc. . . En ce domaine agissent également des variables physiologiques telles que l'âge de la mère sa descendance atteinte. . . .

Une étude des différences de mortalité ne peut donc être que partielle en raison du nombre important de facteurs qui peuvent influencer sur le phénomène. En ce domaine les statistiques sont, de plus, peu nombreuses et surtout de qualité insuffisante.

Dans les pays développés, les différences de mortalité sont souvent étudiées en fonction des catégories socio-professionnelles. Cette variable n'a par contre qu'un intérêt limité en Afrique Noire. L'activité professionnelle est un mauvais indicateur du niveau de vie pour deux raisons :

- pratiquement tous les résidents de milieux ruraux vivent de la culture ; la classification par catégorie socio-professionnelle est donc sans objet.
- en zone urbaine, la proportion d'inactifs est trop importante. De plus la notion de ménage n'a pas le sens restreint qu'on lui connaît en Europe. De fait, les variables : "revenu" et "profession du chef de ménage" ont une signification peu précise.

On doit cependant signaler que ces remarques ne sont pas valables pour les pays d'Afrique du nord. Ainsi, en Algérie (3) le taux de mortalité infantile passe de 75 ‰ à 131 ‰ puis 148 ‰, selon que le chef

(1) Bourgeois-Pichat. op. cit.

(2) Il serait souhaitable que les études concernant les différences de mortalité comprennent également une estimation du degré de signification de ces différences.

(3) "La mortalité en Algérie" J. Vallin. Population, n° 6, 1975.

de ménage est sans instruction, a suivi l'enseignement primaire ou coranique, a suivi un enseignement secondaire ou supérieur.

Niveau d'instruction et profession du chef de ménage étant liés, la mortalité change sensiblement en fonction de cette dernière variable : (taux de mortalité infantile agriculteurs : 160‰ ; artisans ouvriers : 134‰ ; employés, cadres, commerçants 111‰).

1.5.1. Mortalité saisonnière

Les enfants et vieillards sont les plus sensibles aux aléas climatiques. Ils représentent donc les effectifs "privilegiés" pour une étude de la mortalité saisonnière. Cependant, les personnes de classes d'âges supérieures sont généralement trop peu nombreuses et leurs âges sont connus avec trop d'imprécision pour servir à ce genre d'analyse. Elle porte donc souvent sur les décès juvéniles.

1.5.1.1. Mouvement saisonnier des décès à Niakhar (Sénégal)

Dans la zone Serer de Niakhar (1), les décès ont été relevés au cours de la période 1963-67, ce qui a permis de suivre les générations 1963-64 jusqu'à l'âge de 3 ans.

De manière à maximiser les écarts saisonniers de la mortalité, le partage de l'année en trimestres a été fait en fonction de la répartition mensuelle des décès, précédemment établie dans la zone voisine de Khombole-Thiénaba. Les trimestres choisis sont : S, O, N – D, J, F – M, A, M – J, Jt, A.

Afin d'avoir des quotients de mortalité trimestriels, centrés sur ces quatre périodes, les cohortes trimestrielles (F, M, A – M, J, Jt – A, S, O – N, D, J) ont été suivies longitudinalement. On obtient donc des quotients perspectifs entre 0-2,5 mois ; 2,5-5,5 mois etc. . . (Voir schéma 6).

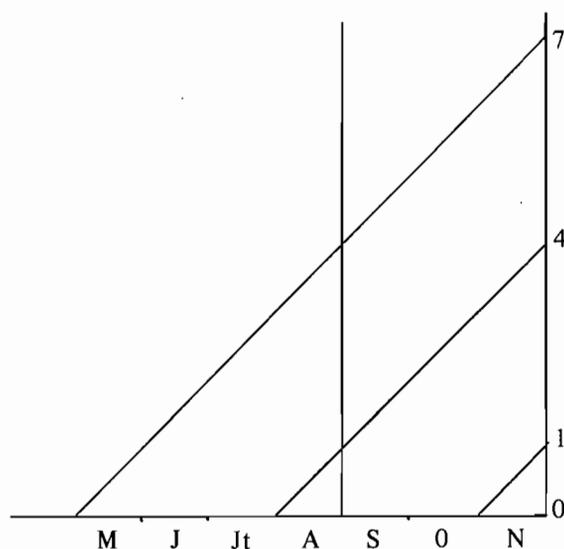


Schéma 6. –

L'illustration (graphique 1.2) des résultats du tableau 1.10 montre clairement la surmortalité au cours des mois de sept., oct. nov. Elle indique, en outre, les intervalles d'âges dans lesquels les variations trimestrielles sont les plus sensibles. Ici, elles sont particulièrement marquées entre 9 et 15 mois.

On note dans l'exemple précédent que le premier quotient porte sur 2,5 années tandis que les suivants sont trimestriels. Ceci n'a en fait que peu d'importance puisque le but recherché est d'évaluer la mortalité par saison et non par âge.

(1) "Allaitement, Mortalité de l'enfance et Fécondité dans une zone rurale du Sénégal" Pierre Cantrelle ORSTOM et H. Leridon INED, Mai 1971.

Tableau 1.10
Niakhar. Mortalité selon l'âge, la saison (Quotients ‰).

Age en mois	Trimestre de décès			
	S.O.N.	D.J.F.	M.A.M.	J.Jt.A.
0	102	54	38	65
2,5	61	32	26	45
5,5	89	27	24	43
8,5	156	42	19	35
11,5	137	63	24	35
14,5	96	48	39	18
17,5	82	51	28	55
20,5	88	45	47	29
23,5	73	43	40	24
26,5	65	31	45	17
29,5	57	38	21	28
32,5	29	28	55	7
Av. 32,5	664	401	339	335

1.5.1.2. Composante saisonnière et désaisonnalisation de la mortalité

Le cycle des saisons a pour conséquence, nous venons de le voir, de répartir irrégulièrement les décès au cours de l'année. Cette variation des probabilités de mourir selon le mois ou le trimestre peut être résumée à l'aide d'indices appelés coefficients saisonniers.

Leur calcul consiste simplement à rapporter l'indice de mortalité de chaque trimestre (dans l'exemple du tableau 1.10, quotient) à la valeur moyenne de cet indice au cours de l'année.

En effectuant ce même genre de calcul sur un nombre suffisant d'années (L. Henry préconise un minimum de 10 années), on obtient pour chaque trimestre un coefficient saisonnier qui traduit le cycle normal de la mortalité. Ces indices servent alors à mesurer la sous- ou surmortalité du trimestre d'une année précise, par rapport à la mortalité moyenne de ce trimestre.

Ainsi, à supposer que les quotients trimestriels précédents (tableau 1.10) portent sur quelque 10 années d'observation et que l'on ait, au cours de l'année x, obtenu les quotients figurant en colonne 3 (tableau 1.11) ; en divisant ces valeurs par les coefficients saisonniers, on obtient une série de quotients corrigés desquels sont éliminées les variations saisonnières moyennes. Si au cours de cette année x, la mortalité avait été normale, les quotients corrigés auraient tous été égaux à 0,435. Leur écart à cette valeur reflète la mortalité particulière des trimestres de cette année, comparativement à ce qui est généralement observé.

Tableau 1.11
Comparaison des quotients d'une année aux quotients moyens.

Trimestre	Quotients moyens	Coefficients saisonniers	Quotients de l'année x	
			observés	corrigés
S.O.N.	0,664	1,527	0,680	0,445
D.J.F.	0,401	0,922	0,400	0,434
M.A.M.	0,339	0,780	0,350	0,449
J.Jt.A.	0,335	0,771	0,320	0,415
Ensemble	0,435			

La dernière colonne du tableau 1.11 montre que seule la mortalité au cours de D, J, F a été normale pour la saison. Les trimestres de S-N et M-M auraient eu une mortalité anormalement élevée et l'inverse s'est produit au cours des trois mois de juin à août.

Cette dernière méthode n'est généralement pas utilisable pour les pays africains. Mis à part quelques enquêtes suivies on ne dispose pas d'observations assez longues pour établir une série de coefficients saisonniers moyens. En principe on doit se limiter à une comparaison entre mois ou trimestre d'une période annuelle.

De même qu'on souhaite savoir ce que serait la mortalité en absence de telle cause de décès (1.4), on cherche à connaître son intensité si la mortalité particulièrement forte ou faible d'une période de l'année, n'existait pas. Par exemple quelle serait la mortalité à Niakhar s'il n'y avait pas la surmortalité du trimestre S.O.N.

En absence de surmortalité en fin d'hivernage, la probabilité de décéder avant 3 ans, pour les générations 1963-64 aurait été inférieure d'environ 18 % et cette baisse aurait surtout porté sur les enfants de 9-15 mois.

Les moyennes qui viennent d'être calculées attribuaient à chaque trimestre pris en compte un poids identique : par là on supposait que les effectifs d'âge x était en nombre égal au début de chaque trimestre. En réalité, les naissances ne sont pas réparties uniformément au cours de l'année et par conséquent le nombre de décès observés au cours d'un trimestre dépend non seulement de la mortalité mais aussi du nombre de personnes exposées au risque de décéder.

Tableau 1.13
Niakhar : quotients de mortalité observés et moyenne
des quotients saisonniers

Groupe d'âges en mois	Quotients observés (tous trimestres)	Moyenne des quotients trimestriels.
0 - 2,5	0,067	0,065
2,5- 5,5	0,040	0,041
5,5- 8,5	0,045	0,045
8,5-11,5	0,065	0,060
11,5-14,5	0,070	0,060
14,5-17,5	0,050	0,046
17,5-20,5	0,054	0,051
20,5-23,5	0,052	0,048
23,5-26,5	0,047	0,041
26,5-29,5	0,038	0,037
29,5-32,5	0,036	0,033
32,5-35,5	0,029	0,031
0 -35,5	0,456	0,435

Si les naissances étaient réparties uniformément au cours de l'année, la mortalité avant 3 ans diminuerait d'environ 5 % ; la baisse serait peu sensible pour les mois d'un an (3 %) ; elle serait par contre très nette entre 9 et 15 mois (-11 %). (Schéma 7).

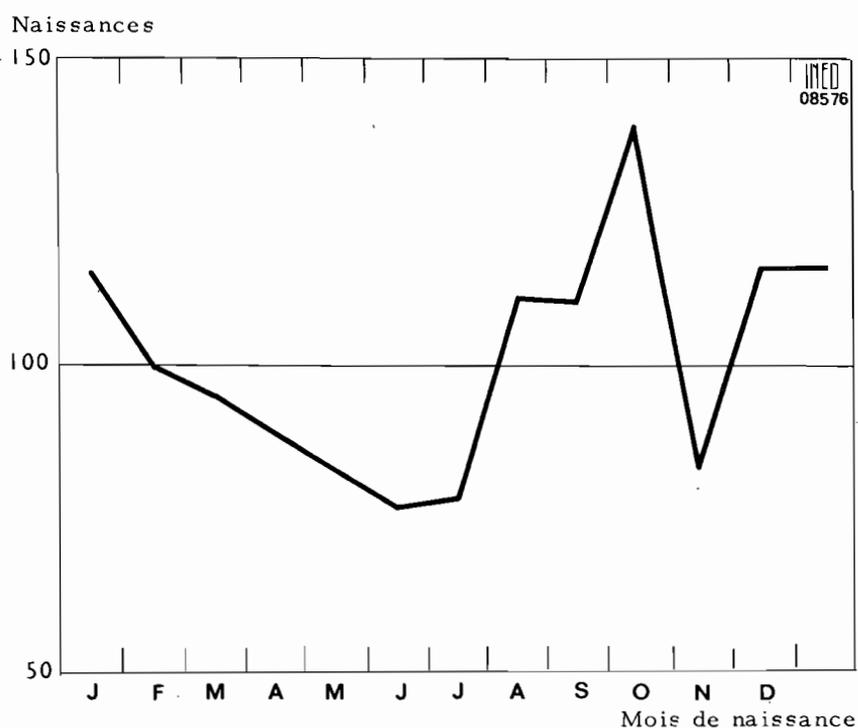


Schéma 7. - Répartition mensuelle de 1 200 naissances annuelles. Niakhar.

1.5.2. Mortalités urbaine et rurale.

Des variations de mortalité sont souvent perçues selon le lieu de résidence qui détermine des conditions de vie et d'hygiène nettement différentes : les disponibilités en eau et nourriture, la proximité de services sanitaires ou centres de P.M.I (1) sont autant de facteurs agissant sur le phénomène (surtout aux âges jeunes).

Tableau 1.4
Mortalité avant 10 ans en Algérie du nord. (Génération 1960-62 (2))

Age x	Ville			Campagne		
	S_x	$D(x, x + a)$	${}_aQ_x$	S_x	$D(x, x + a)$	${}_aQ_x$
0	10 000	1 433	0,1433	10 000	1 567	0,1567
1	8 567	361	0,0421	8 433	560	0,0664
2	8 206	112	0,0138	7 873	217	0,0276
3	8 093	49	0,0060	7 656	66	0,0086
4	8 044	20	0,0025	7 590	48	0,0063
5	8 024	109	0,0136	7 542	144	0,0191
10	7 915			7 398		

Les différences de mortalité par zone d'habitat peuvent être illustrées par la représentation graphique des quotients ou encore des survivants (graphiques 1.3 et 1.4). La première indique les écarts de mortalité dans chaque tranche d'âges, la seconde montre, à chaque âge, les effets sur les cohortes de ces mortalités différentes.

On note ainsi pour l'Algérie du nord une surmortalité continue des résidents ruraux et des écarts très accentués avant 3 ans. Cette différence entre mortalités provoque un écartement brutal des courbes de survie, de telle sorte qu'à 5 ans la proportion de survivants "urbains" est de 5 % supérieure à celle qui est observée en milieu rural.

1.5.3. Mortalité selon l'ethnie.

Il a été constaté, pour un même pays, des différences sensibles de mortalité selon l'appartenance à une caste ou ethnie. La taille des échantillons enquêtés rend difficile le calcul de tables séparées. On est généralement contraint de se rapporter à des indices synthétiques ou partiels, comme cela a été fait pour le Gabon (3).

Une analyse complète doit tenir compte du genre de vie de chaque ethnie et de son emplacement géographique, afin de distinguer les facteurs de variation liés aux habitudes alimentaires, voire à l'appartenance à un type racial, de ceux dépendant des conditions écologiques

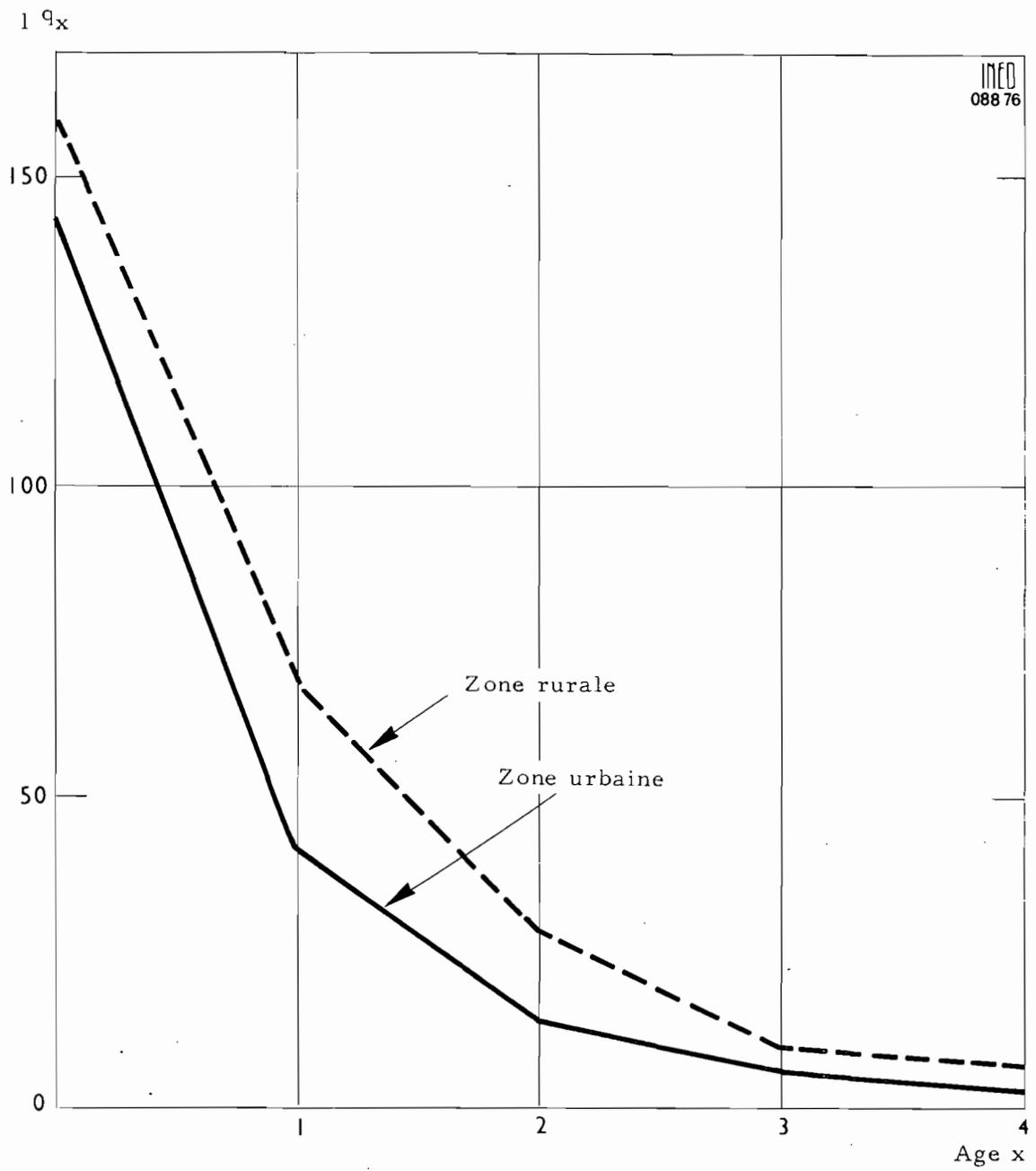
Tableau 1.15
Gabon 1960-61, taux brut et quotient infantile
de mortalité selon l'ethnie.

Groupe ethnique	Taux brut p. 1 000	Taux de mortalité infantile p. 1 000
Omyene-Seke	27	79
Eshira	32	131
Okande	36	102
Bakele	28	—
Fang	25	84
Bakota	32	100
M'Bede	34	199
Autres gabonais	25	120
Autres races	22	—
Ensemble	30	119

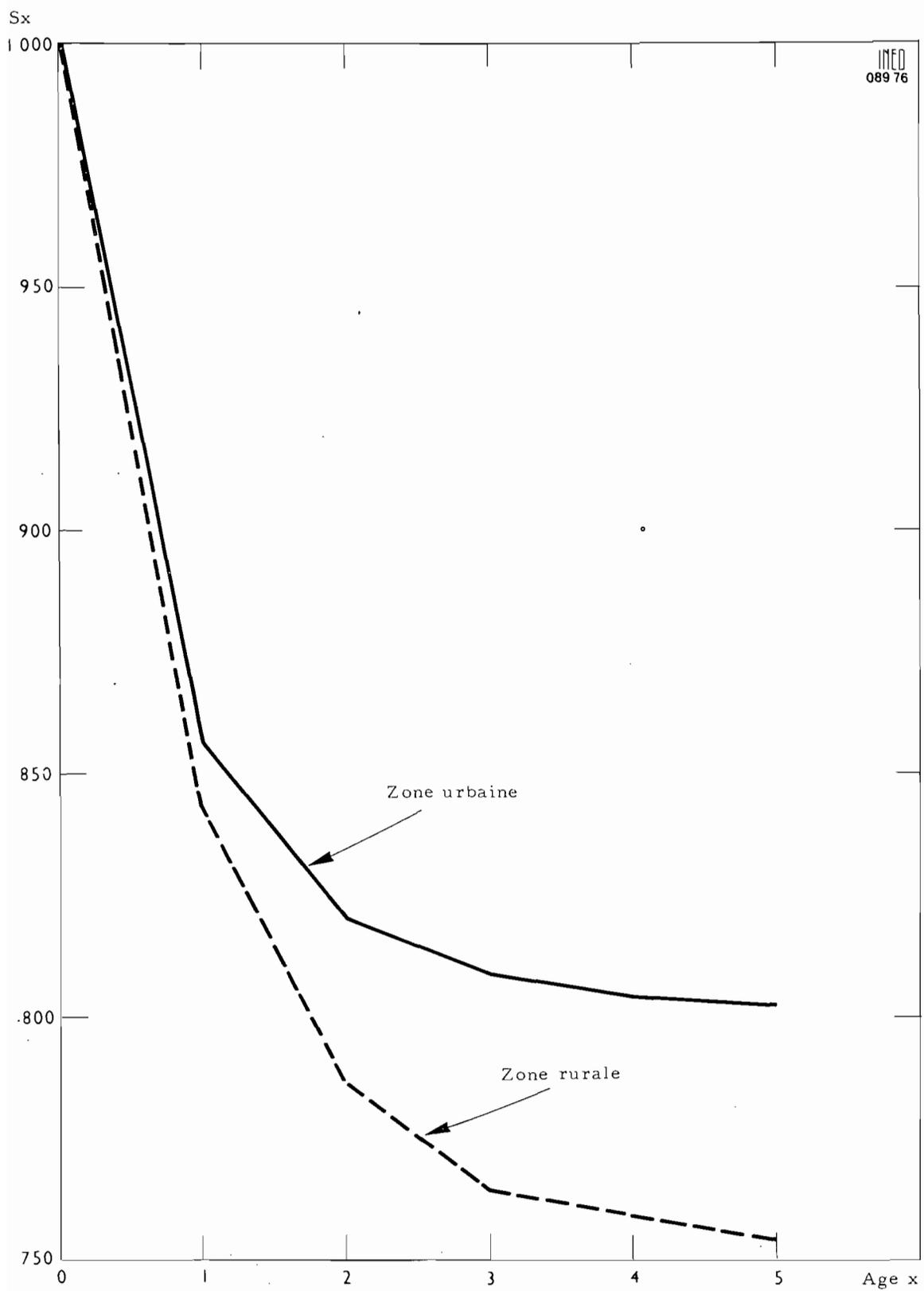
(1) P.M.I: Centre de protection maternelle et infantile.

(2) Voir l'étude du D. Tabutin ; Population n° 1, Janvier-février 1974.

(3) "Recensement et enquête démographiques 1960-61, ensemble du Gabon, résultats définitifs", Ministère de la Coopération.



Graphique 1.3. - Quotients de mortalité par âge. Algérie du Nord.



Graphique 1.4. - Survivants selon l'âge. Algérie du Nord.

Au préalable, il est nécessaire de savoir dans quelle mesure les différences de mortalité sont réelles et non dues à la qualité variable des enquêtes, dont les données ont été tirées.

Dans la mesure où les ethnies sont dispersées dans plusieurs pays, une étude comparative par région et type d'habitat peut aider à cerner les facteurs de variation du phénomène. De plus, une répartition des décès par cause permettra d'approfondir cette recherche.

1.5.4. Mortalité infantile et circonstances de la naissance.

Les variations de la mortalité infantile peuvent être étudiées en fonction de trois variables liées aux naissances : leur rang-leur espacement-l'âge de la mère lors de l'accouchement.

Il est fréquent de présenter les taux ou quotients infantiles, répartis uniquement selon le groupe d'âges de la mère et ceci en raison de la généralité de ce critère de classification. En effet, rang et nombre de naissances en dépendent en partie.

Ce procédé est cependant de moins en moins satisfaisant à mesure que l'âge de la mère augmente : si les enfants décédés de femmes de 15-19 ans proviennent de naissances proches du rang 1, la dispersion des rangs autour de la moyenne peut atteindre 3 ou 4 unités pour les naissances de femmes de 40-44 ans. La même remarque peut être faite quant à la descendance atteinte.

Contrairement aux deux premières variables qui sont uniquement explicatives, l'intervalle entre naissances peut être saisi à la fois comme cause et conséquence : on peut penser que plus les naissances ont été rapprochées, plus la probabilité de décéder en bas âge est grande ; ou bien que la fréquence des décès peu après la naissance diminue la durée de stérilité temporaire des mères (arrêt de l'allaitement) et de ce fait réduit l'espacement des naissances. Pour ce qui est de la mortalité avant 1 an, il est probable que cette variable ne joue guère ; aussi s'intéresse-t-on davantage aux effets du phénomène sur l'intervalle entre naissances.

Le relevé de ces intervalles requiert une connaissance précise de la date des événements. Cette condition étant rarement remplie en Afrique, il est souvent préférable de se servir de la descendance atteinte comme indicateur de l'espacement. Dans ces régions, la faible dispersion des âges au premier mariage et l'absence de limitation des naissances permettent de supposer que, pour un âge donné de la mère, la vie féconde est de durée sensiblement égale et que les naissances ont été espacées de délais dépendant seulement de leur fécondité naturelle (les femmes stériles étant bien sûr exclues).

Tableau 1.16

Algérie du nord, mortalité infantile selon le rang, l'âge de la mère, la descendance atteinte. (Quotients p. 1 000)

Descendance atteinte	Age de la mère au moment de l'enquête	Rang de naissance							
		1	2	3	4	5	6	7	8-9
4-5 enfants	-25	244	215	194	-	-	-	-	-
	25-39	148	134	118	-	-	-	-	-
	40 et +	180	149	116	-	-	-	-	-
6-7	-25	-	-	-	-	-	-	-	-
	25-39	198	155	153	130	125	-	-	-
	40 et +	154	171	130	116	147	-	-	-
8-9	-25	-	-	-	-	-	-	-	-
	25-39	187	197	150	169	198	156	142	-
	40 et +	172	174	136	127	133	119	108	-
	-25	-	-	-	-	-	-	-	-
	25-39	256	248	184	220	222	248	184	173
	40 et +	224	189	196	158	188	160	152	169

Cette ventilation des quotients selon les trois variables énoncées précédemment montre pour l'Algérie du nord :

- une surmortalité des enfants de rang 1 et 2 et cela quelle que soit la taille de la famille.

La surmortalité des enfants de rang 1 et 2 est un phénomène fréquent dû à des premiers accouchements souvent délicats. Ceci pourrait d'ailleurs être mieux montré en distinguant les décès endogènes et exogènes (1).

– Des quotients de mortalité augmentant en même temps que la descendance. Les liens existant entre mortalité et descendance ont été évoqués suffisamment auparavant pour qu'il soit inutile d'y revenir.

1.6. CONCLUSION

Dans cette première partie ont été brièvement décrits les principaux indices de mortalité, susceptibles d'être utilisés lors de l'analyse de données africaines.

Selon la qualité des observations, la mesure de la mortalité pourra aussi bien se résumer au calcul du taux brut de mortalité, que donner lieu à l'élaboration d'une table complète de mortalité (voire de table selon le sexe, l'ethnie ou la cause de décès).

Dans le cas favorable où l'on peut obtenir une table de mortalité, les erreurs figurant dans les données de base obligent souvent à critiquer et si possible ajuster les valeurs estimées. Dans ce but ont été élaborés des modèles de mortalité, à l'aide desquels des "redressements" peuvent être opérés. La description de ces modèles et des méthodes d'ajustement fera l'objet de la deuxième partie.

(1) Voir l'étude de D. Tabutin Population n° 1, janvier février 1974.

DEUXIÈME PARTIE

Modèles de mortalité et techniques d'ajustement

Parmi les nombreux modèles de mortalité construits jusqu'alors, quatre séries ont été largement diffusées :

- les tables des Nations Unies
- les tables de Coale et Demeny
- les tables de Ledermann
- la table de référence de Brass.

La définition de modèles de mortalité a pour but, soit de vérifier la qualité des tables observées, soit de compléter les données de ces tables.

Les modèles qui viennent d'être cités reposent sur l'hypothèse qu'il existe un lien entre les différents éléments d'une table et que par conséquent, la connaissance d'une partie d'entre eux suffit à calculer les valeurs manquantes.

2.1. TABLES-TYPES DES NATIONS UNIES (1)

Les tables des Nations Unies sont construites à partir de 158 tables provenant de 50 pays. Elles portent sur des périodes comprises entre 1890 et 1950. Leur choix est fait en fonction de quatre critères :

- “ – portée géographique aussi large que possible,
- durée suffisante de la période envisagée,
- exclusion, dans la mesure du possible, des périodes à mortalité anormalement élevée,
- uniformité des groupes d'âges”.

Tableau 2.1

Répartition dans le temps et l'espace des 158 tables de base.

Continent	Nombre de pays	Nombre de tables	Av. 1909	1910 –19	1920 –29	1930 –39	1940 et après
Afrique	3	6	–	–	2	2	2
Amérique du N.	6	17	1	2	2	3	9
Amérique du S.	5	11	–	2	2	2	5
Asie	7	21	3	1	5	3	9
Europe	27	95	16	11	20	22	26
Océanie	2	8	2	1	1	2	2
Total	50	158	22	17	32	34	53

(1) Etudes Démographiques – Nations Unies – Direction des affaires sociales, service de la population, New-York, n° 22, 1956 et n° 25, 1957.

Le tableau 2.1 montre clairement que les données de base sont avant tout européennes. On ne compte que 6 tables africaines dont :

- quatre portent sur les européens de l'union Sud-Africaine,
- une se rapporte à l'île Maurice,
- une concerne l'Egypte.

Sur 158 tables utilisées, aucune n'appartient à un pays d'Afrique noire. Il est cependant supposé que ces tables de base, dont l'espérance de vie à la naissance varie de 22,95 ans (Inde) à 70,45 ans (Pays-Bas), englobent toutes les structures possibles de mortalité.

Le modèle des Nations-Unies se rapproche en fait du modèle ouest des tables de Princeton (cf. 2.2), calculé à partir de tables ne présentant pas de déviations systématiques.

2.1.1. Calcul des tables-types

L'indice retenu pour estimer la mortalité d'une région est le quotient de mortalité infantile (${}_1Q_0$) ; et ceci pour deux raisons :

- C'est un indice très sensible aux variations de la situation économique et sociale ainsi qu'aux conditions d'hygiène qui sont des facteurs de variation de la mortalité.
- C'est une donnée très fréquemment disponible.

Afin d'accroître la précision des estimations, les quotients ont été pris pour l'ensemble des deux sexes.

L'hypothèse de départ est qu'il existe une liaison entre deux quotients consécutifs. Les quotients de deux âges consécutifs ont donc été portés sur graphique et le nuage de points fut ensuite ajusté par une courbe. La relation entre le quotient initial (x) et celui du groupe d'âges supérieur (y) s'obtient à l'aide de l'équation du second degré ($y = a + bx + cx^2$).

Tableau 2.2

Valeur des trois paramètres des courbes de régression.

Groupe d'âges	Valeur minimale de x ‰	a	b	c
0-1/0-4	20	2818	1315646	+ 0000844
0-4/5-9	20	1340	0049239	+ 0000255
5-9/10-14	2	0419	0701595	- 0000560
10-14/15-19	2	0338	1593816	- 0006433
15-19/20-24	4	0905	1520755	- 0003605
20-24/25-29	4	0810	0960534	+ 0002347
25-29/30-34	5	1622	0936750	+ 0002130
30-34/35-39	5	2262	0974504	+ 0001593
35-39/40-44	5	3748	1045576	+ 0000740
40-44/45-49	10	6305	1120402	+ 0000080
45-49/50-54	20	7829	1204309	- 0000432
50-54/55-59	30	8331	1297160	- 0000714
55-59/60-64	40	13230	1378100	- 0000870
60-64/65-69	70	18134	1441000	- 0000850
65-69/70-74	120	28939	1451525	- 0000628
70-74/75-79	180	54637	1346507	- 0000380
75-79/80-84	280	97706	1193500	- 0000150

En se servant de ces paramètres, 40 tables types ont été déduites, pour un quotient infantile variant entre 20 et 330 ‰. Pour les 17 premières tables, l'écart entre ${}_1Q_0$ de deux tables successives est de 5 ‰ ; pour les suivantes, de 10 ‰.

Calcul des tables par sexe

Les tables de base ont été regroupées en quatre catégories, selon la valeur de l'espérance de vie à la naissance :

	Δe_0
- 21 tables dont e_0 est supérieur ou égal à 65 ans.	3,74
- 51 tables dont e_0 est compris entre 55 et 64,9 ans.	3,25
- 34 tables dont e_0 est compris entre 45 et 54,9 ans.	1,29
- 23 tables dont e_0 est inférieur à 45 ans.	1,24

Pour chaque sexe et l'ensemble des sexes ont été calculés les quotients moyens par groupe d'âges.

L'examen des rapports des quotients masculins aux quotients féminins a montré que la différence de mortalité par sexe augmentait avec le niveau de mortalité. Ce résultat a été lissé graphiquement avant d'être utilisé comme estimateur des quotients par sexe, en fonction de l'intervalle d'âge et de l'espérance de vie à la naissance des différentes tables-types établies pour les deux sexes.

2.1.2. Critique des tables-types des Nations-Unies

Le choix d'un indice unique pour évaluer l'ensemble des éléments d'une table de survie amène trois critiques :

– Si ${}_1Q_0$ est un indicateur sensible aux conditions de vie et fréquemment disponible, c'est également un des indices les moins sûrs. Son estimation est très souvent faussée par la sous-déclaration des décédés peu après la naissance et par les erreurs d'estimation de l'âge au décès (confusion entre moins d'un an et les 1-4 ans).

– A supposer que le premier quotient soit bien évalué, on aura une estimation de ${}_4Q_1$ admissible, cependant à mesure que les calculs par régression porteront sur des intervalles plus éloignés, l'imprécision de l'estimation augmentera. En d'autres termes, des calculs par régressions en chaîne entraînent un cumul des imprécisions.

– A cette imprécision de la méthode de calcul s'ajoute celle de la structure de mortalité qui a servi à définir les paramètres des paraboles de régression. L'ensemble des 158 tables a donné un modèle moyen de mortalité. Il n'est donc pas tenu compte des structures de mortalité propres à chaque région. L'ajustement de tables africaines à l'aide du modèle des Nations-Unies n'aura par conséquent pas grand intérêt puisque de surcroît ce modèle moyen a été défini essentiellement avec des tables européennes.

2.2. TABLES-TYPES DE PRINCETON (1)

A la différence des tables précédentes qui laissaient supposer l'existence d'une structure de mortalité sinon unique du moins proche d'une valeur moyenne, Coale et Demeny ont, à l'aide de 326 tables, défini quatre structures de mortalité.

2.2.1. Les données de base

Tableau 2.3.

Répartition dans l'espace et le temps des 326 tables de base.

Continent	Période de référence				
	Av. 1870	1871-1918	1919-45	Ap. 1945	Total
Amérique du N.		3	7	8	18
Amérique du S.		7	10	16	33
Asie		7	9	16	32
Europe	23	63	62	58	206
Océanie		10	6	6	22
Afrique			5	10	15
Total	23	90	99	114	326

(1) A.J. Coale et P. demeny "Regional life tables and stable populations" Princeton University Press, Princeton New Jersey 1966.

Comme pour les tables utilisées par les Nations-Unies, la majorité provient de populations européennes et l'Afrique reste le continent le plus mal représenté.

2.2.2. Construction d'un modèle préliminaire et définition de modèles régionaux

Pour chaque groupe d'âges, les quotients des 326 tables ont été classés par ordre décroissant ; une fonction ordonnée a été créée, ce qui a permis le lissage de ces distributions.

Le modèle préliminaire comporte une série de tables-types, construites à l'aide de l'ensemble des quotients de même rang.

Les quotients des tables observés sont comparés à ceux du modèle préliminaire. Pour chaque groupe d'âges est notée la valeur de e_0 de la table-type qui a le même quotient. La médiane des espérances de vie ainsi définies sert à choisir la table type à l'aide de laquelle sera menée la comparaison entre la table observée et le modèle préliminaire.

Cette comparaison s'effectue en se servant de l'indice $Q_x-Q'_x$, qui sont respectivement les quotients observés et théoriques.

La représentation graphique de ces différences, en fonction de l'âge a permis de constater des écarts importants, pour certaines tables et en particulier avant 10 ans et après 60 ans.

De plus, ces écarts sont apparus constants pour des populations identiques, enquêtées à des dates différentes et comparables pour un ensemble de régions géographiquement proches.

Cette observation a permis de déterminer quatre modèles de déviations par rapport au modèle préliminaire et dont les caractéristiques sont les suivantes.

Modèle régional est

Il comprend les tables d'Allemagne, Autriche, Tchécoslovaquie, Italie du nord et du centre, Hongrie et Pologne.

Il se distingue par :

- Une forte mortalité infantile.
- Une forte mortalité après 50 ans qui s'accroît avec l'âge.

Modèle régional nord

Il comprend les tables de Suède, Norvège et Islande.

Il se distingue par :

- Une faible mortalité infantile.
- Une faible mortalité après 50 ans.

Modèle régional sud

Il comprend les tables de l'Italie du sud, du Portugal, de la Sicile et de l'Espagne.

Il se distingue par :

- Une forte mortalité avant 5 ans.
- Une faible mortalité de 40 à 60 ans.
- Une forte mortalité après 65 ans.

Modèle régional ouest

Il comprend les tables des autres pays : Australie, Belgique, Canada, Danemark, Angleterre, Estonie, Finlande, France, Irlande, Israël, Japon, Lettonie, Luxembourg, Pays-Bas, Nouvelle-Zélande, Irlande du nord, Ecosse, Suède, Taiwan, Afrique du Sud (population blanche), Etats-Unis.

Pour ces pays, aucune déviation systématique par rapport au modèle préliminaire n'a été observée.

Il faut remarquer que ces modèles ont été déterminés à partir de 180 tables seulement, pour lesquelles on avait des répartitions des quotients par sexe et par âge correctes. Parmi celles-ci ne sont prises en compte que 4 tables d'Afrique et qui ne portent que sur la population blanche d'Afrique du Sud.

2.2.3. Calcul des matrices de corrélation

Pour chaque modèle régional et pour chaque sexe, des matrices de corrélation entre $Q_x \log Q_x$, E_{10} et E_0 ont été calculées. On a constaté des corrélations très fortes entre les quotients, en particulier pour les trois modèles nord, sud et est. D'une façon générale, les corrélations sont plus faibles pour le sexe masculin.

2.2.4. Construction des quatre ensembles de tables types de mortalité

Pour ce calcul, E_{10} a été utilisé comme estimateur. Autrement dit, des droites de régression de Q_x et $\log Q_x$ par rapport à E_{10} ont été définies pour chaque groupe. De là, il est apparu que les quotients estimés par régression logarithmique étaient systématiquement plus forts que ceux tirés de la régression directe, pour les espérances de vie extrêmes (faibles et fortes). La constatation inverse était faite pour l'ensemble des espérances intermédiaires.

Aux espérances de vie faibles, on a fait correspondre les quotients estimés par la régression directe ; aux espérances fortes, ceux de la régression logarithmique et enfin aux espérances intermédiaires, la moyenne des deux estimations.

Pour chaque modèle ont été calculés 24 niveaux de mortalité ayant une vie moyenne féminine variant de 20 à 77,5 ans, par saut de 2,5 années. L'espérance de vie masculine correspondant à chacun de ces niveaux a été obtenue à partir d'une droite de régression comprise entre les régressions de E_{10} (H) par rapport à E_{10} (F) et de E_{10} (F) par rapport à E_{10} (H).

Ces tables types par sexe confirment la constatation faite lors du calcul du modèle des Nations-Unies ; à savoir que la surmortalité masculine est relativement plus forte à mesure que le niveau augmente (graphique 2.2). Sur ce point, plusieurs remarques doivent être faites :

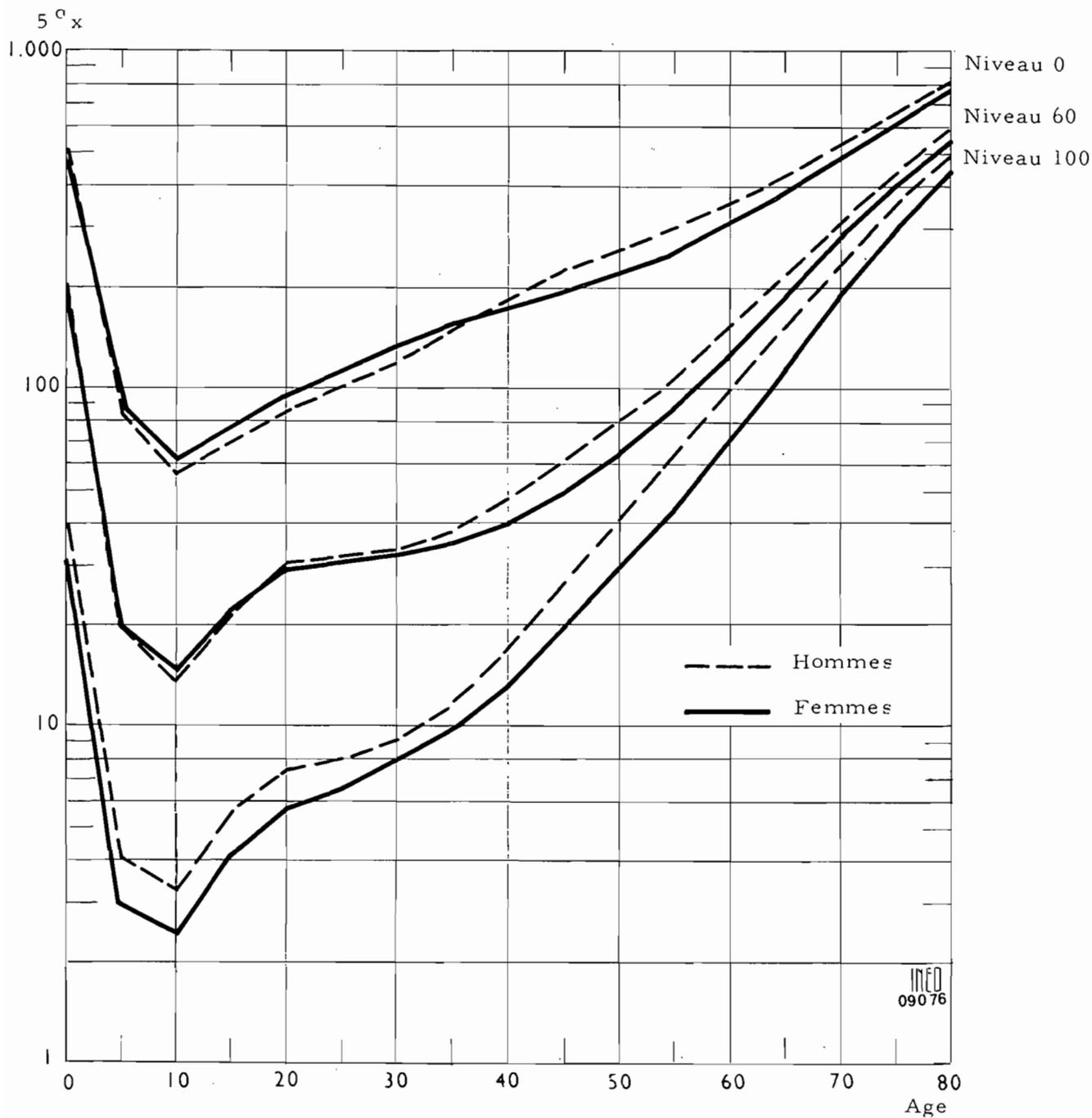
- Quel que soit le niveau, pour les quatre modèles, le quotient infantile est constamment supérieur chez les garçons.
- pour chaque modèle, si la mortalité est forte, on observe une sous-mortalité masculine de 5 à 19 ans.
- avec des espérances de vie faibles, les modèles sud et est donnent aussi une sous-mortalité masculine pour les intervalles 25-39 ans et après 65 ans.

Tableau 2.4.

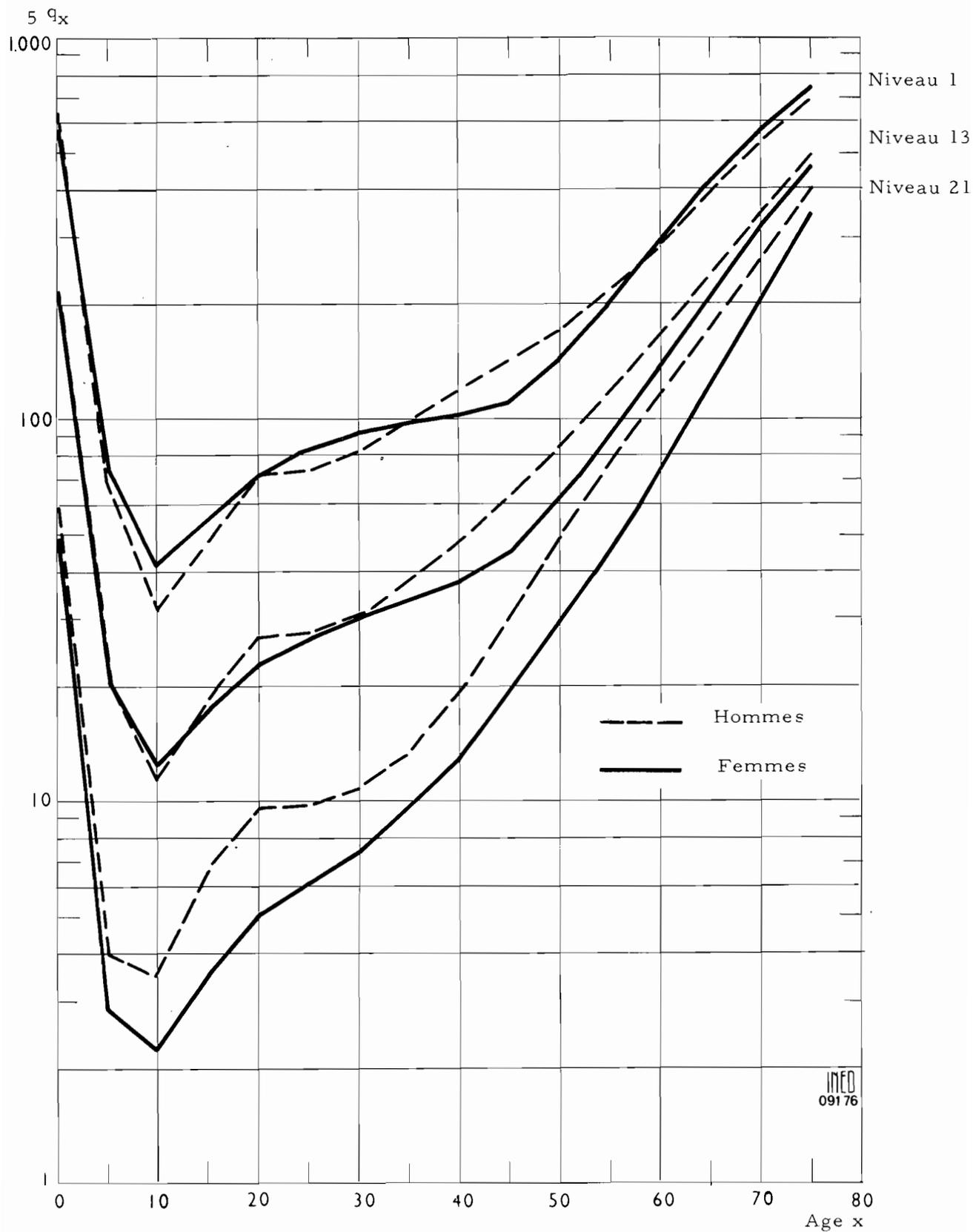
Niveau de mortalité selon le modèle, à partir duquel le quotient masculin est supérieur au quotient féminin.

Quotient	M. Nord	M. Sud	M. Est	M. Ouest
1Q_0	1	1	1	1
4Q_1	5	12	1	8
5Q_5	7	14	13	15
${}^5Q_{10}$	13	15	16	17
${}^5Q_{15}$	1	14	12	1
${}^5Q_{20}$	1	1	1	1
${}^5Q_{25}$	1	7	13	1
${}^5Q_{30}$	1	9	13	1
${}^5Q_{35}$	1	6	2	1
${}^5Q_{40}$	1	1	1	1
${}^5Q_{45}$	1	1	1	1
${}^5Q_{50}$	1	1	1	1
${}^5Q_{55}$	1	1	1	1
${}^5Q_{60}$	1	1	4	1
${}^5Q_{65}$	1	3	6	1
${}^5Q_{70}$	1	5	8	1
${}^5Q_{75}$	1	6	8	1

En résumé, la surmortalité masculine n'est constante qu'avant 1 an entre 20 et 24 ans et 40-59 ans.



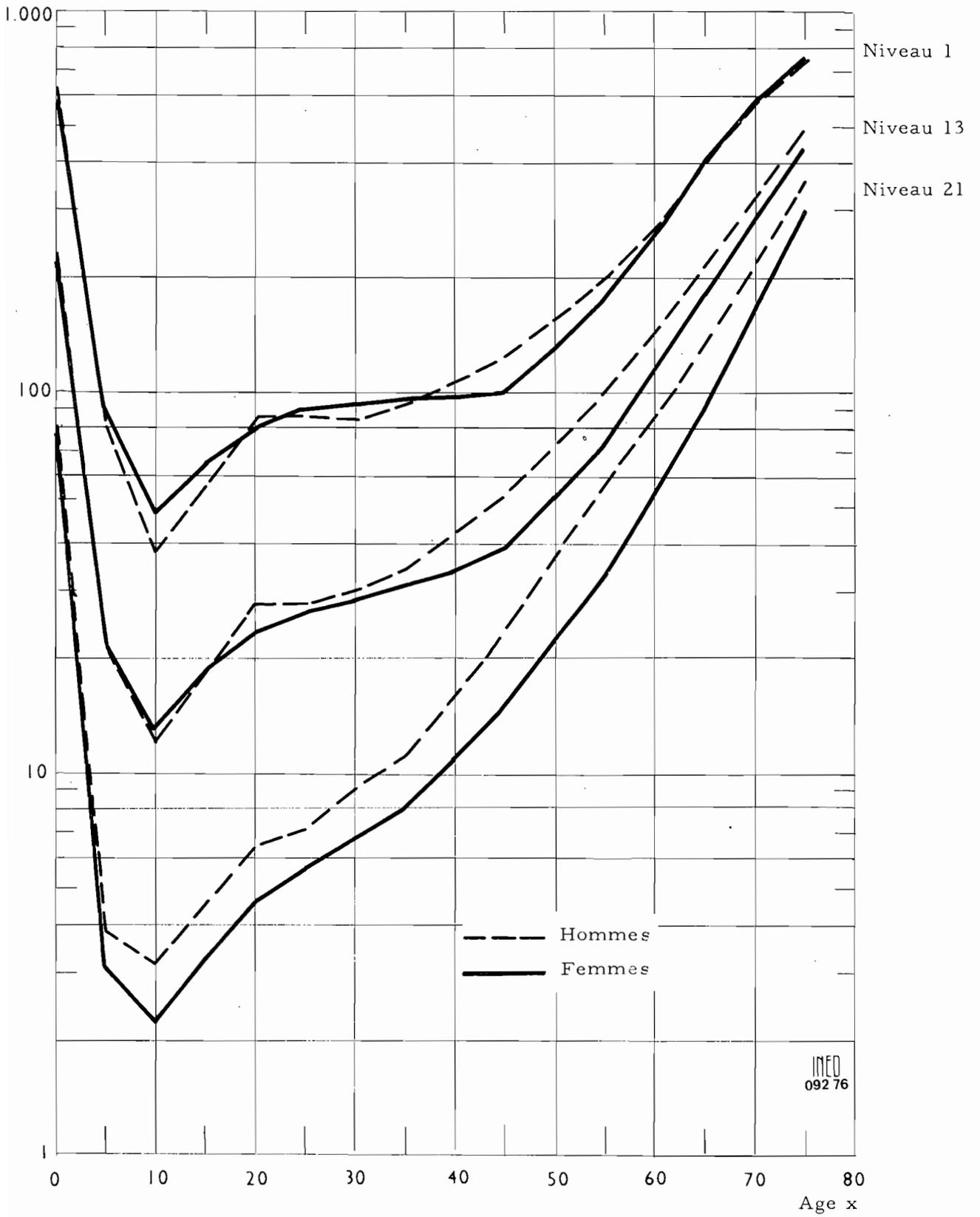
Graphique 2.1. Tables types des Nations Unies 5^a_x .



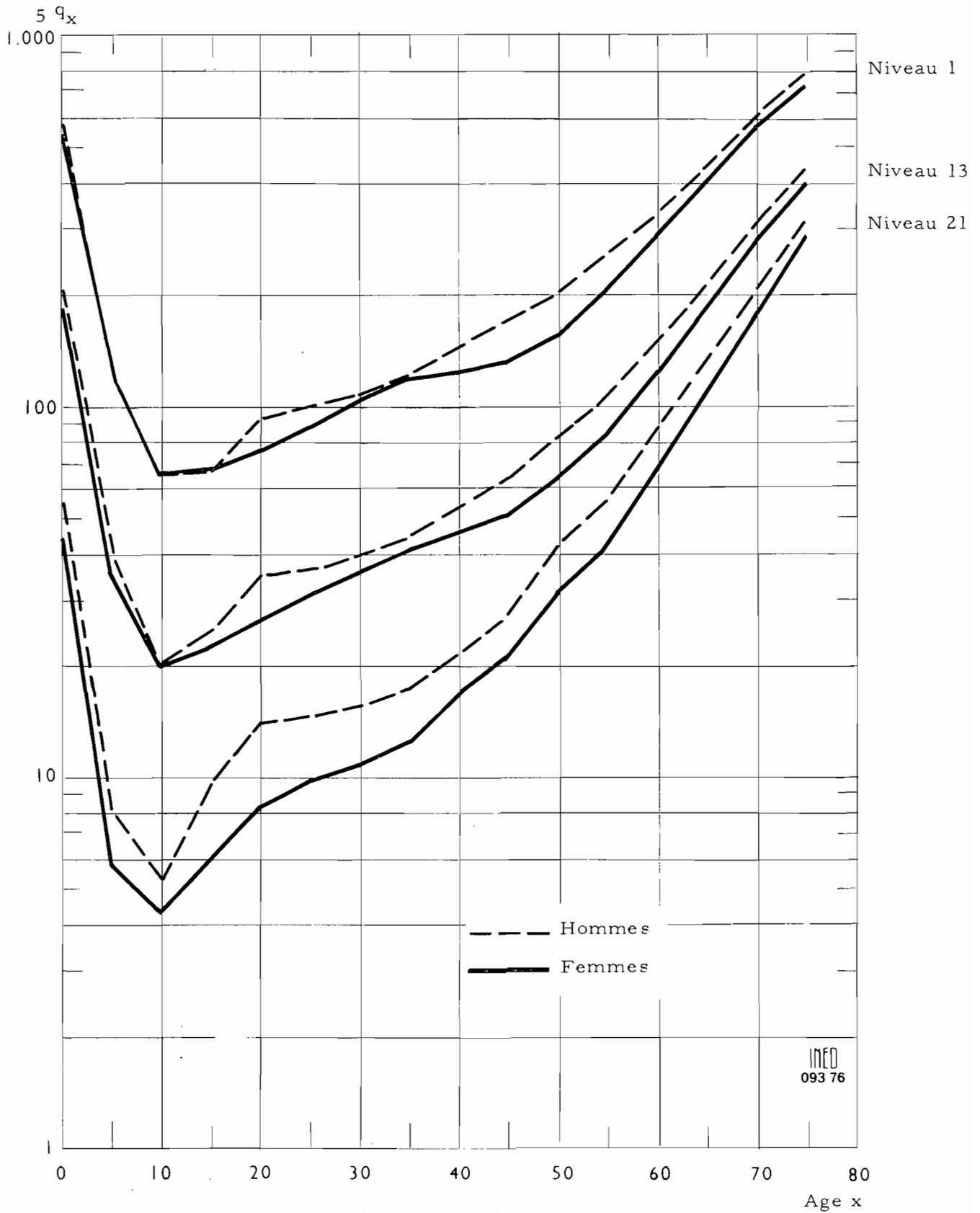
Graphique 2.2. – Quotients de mortalité selon l'âge, le sexe, le niveau
2.2.a Modèle Est

IV - 44

5 9_x

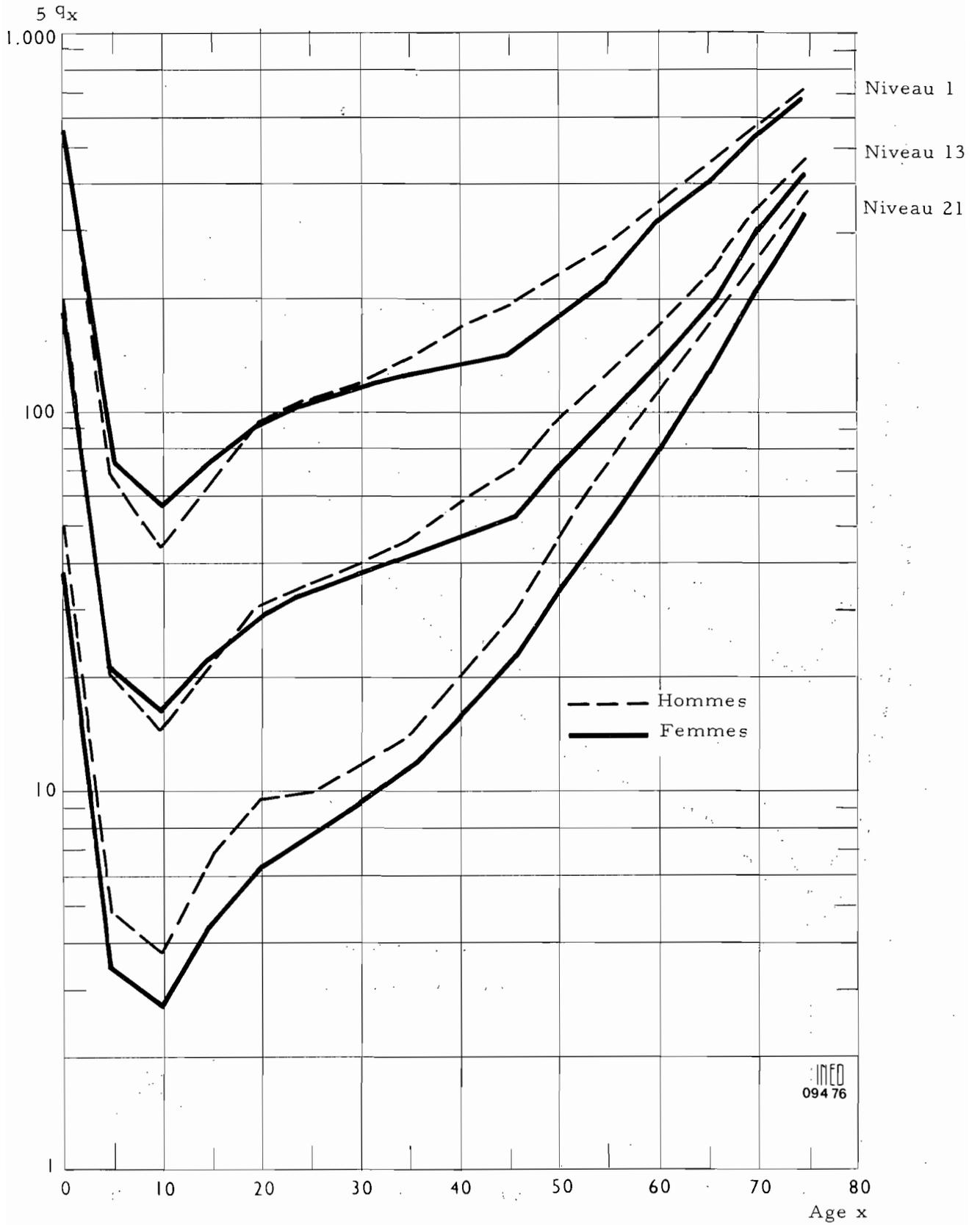


Graphique 2.2 - Quotients de mortalité selon l'âge, le sexe, le niveau
2.2.b Modèle Sud



Graphique 2.2. - Quotients de mortalité selon l'âge, le sexe, le niveau
2.2.c Modèle Nord

INED
093 76



Graphique 2.2. — Quotients de mortalité selon l'âge, le sexe, le niveau
2.2.d Modèle Ouest

2.2.5. Présentation et utilisation des tables.

Comme les tables des Nations Unies, celles de Princeton présente l'avantage de ne demander aucun calcul pour leur emploi. Pour les 24 niveaux de chaque modèle et pour chaque sexe sont donnés en fonction de l'âge les quotients, décès, survivants aux âges exacts, taux, survivants en années révolues d'une population stationnaire, total d'années vécues et espérance de vie.

Les seules conditions préalables à leur utilisation, dans le but de compléter ou d'ajuster des données observées, sont :

- que la mortalité de la région étudiée soit conforme à celle du modèle choisi,
- que cette mortalité observée ne porte pas sur une période ayant comporté des événements accidentels (guerre, famine, épidémie).

En ce qui concerne la mortalité africaine, dans la présentation des tables-types, il est recommandé d'utiliser le modèle ouest : "Nous suggérons alors d'utiliser normalement la famille ouest pour les pays sous-développés où l'on ne trouve guère d'éléments sûrs et déterminants pour le choix d'un modèle de mortalité autre que le modèle ouest . . . La question de la représentativité du modèle de mortalité pour une population de région sous-développée est pratiquement insoluble, car il n'existe aucun moyen de déterminer exactement l'âge d'une personne analphabète ne le connaissant pas elle-même, et, à fortiori, l'âge d'une personne décédée l'ignorant elle-même". (1)

Si bien sûr, la mauvaise connaissance des âges est l'obstacle majeur à la définition d'une structure de mortalité africaine, les données recueillies lors des enquêtes de ces vingt dernières années semblent montrer que le choix du modèle ouest ne se justifie pas et que les tables observées sont selon l'âge plus comparables aux modèles nord et sud.

La critique que l'on peut faire aux modèles de Princeton est, faute de tables africaines nécessaires à la définition d'un modèle, d'avoir supposé qu'elles ne présenteraient pas de déviations systématiques par rapport au modèle préliminaire, à l'image des tables regroupées dans le modèle ouest.

Par ailleurs, en ce qui concerne l'utilisation des tables-types, il faut signaler un biais lié à la méthode qui a servi à les estimer. Nous avons vu précédemment que les quotients de la table sont déduits de E_{10} .

Il s'en suit que les quotients médians au moyens (selon que la régression est faite pour $\log Q_x$ ou Q_x) représentent les valeurs centrales des tables ayant une espérance de vie à 10 ans identique. Autrement dit, le choix du niveau doit se faire à partir de cet indice.

2.3. TABLES DE S. LEDERMANN (2)

154 tables de base ont servi à leur élaboration. Ce sont pour l'essentiel celles qui avaient été utilisées pour calculer le modèle des Nations unies.

Le but majeur de ces tables est d'offrir aux utilisateurs une méthode d'approche de la structure étudiée, connaissant un nombre restreint d'indices, tout en éliminant les biais liés soit au calcul des tables-types (Nations Unies), soit à l'indicateur choisi pour définir cette table-type (tables de Princeton). En d'autres termes, S. Ledermann présente une méthode d'estimation qui oblige l'utilisateur à se servir des indices d'entrée à partir desquels ont été établies les régressions.

(1) Voir traduction. Bulletin de liaison n° spécial 6 juillet 1973. Groupe INED, INSEE, ORSTOM, SEAE.

(2) S. Ledermann "Nouvelles tables - types de mortalité". Travaux et documents de l'INED, cahier n° 53 - PUF 1969.

2.3.1. Estimation du logarithme des quotients.

Pour un groupe d'âge donné, la distribution des quotients est assimilable à une répartition log-normale. Or dans ce type de distribution, la moyenne géométrique des quotients correspond au quotient médian. De ce fait, les calculs ont été faits à partir du logarithme des quotients. Leur moyenne, ainsi que la variance de leur distribution ont permis de connaître la valeur médiane du quotient ainsi que les quotients limites entre lesquels le quotient estimé est compris pour une probabilité proche de 95 % .

2.3.2. Calcul des tables, indices d'entrée.

L'hypothèse retenue étant qu'il existe une liaison linéaire entre les logarithmes des quotients à différents âges, S. Ledermann a évalué les paramètres de régression des logarithmes des quotients estimés par rapport au logarithme du ou des quotients choisis comme entrée.

Comme par ailleurs, le choix d'une table type doit tenir compte des valeurs sur lesquelles sont fondées les régressions, il n'est pas possible de présenter un modèle permettant de déduire les quotients manquants à l'aide de n'importe quel indice connu. Pour cette raison S. Ledermann propose une série de 10 réseaux ayant des indices d'entrée différents et pour lesquels les paramètres sont donnés (1).

Tableau 2.5

Modèle de S. Ledermann : Indices d'entrée et équation servant à l'estimation des logarithmes des quotients.

Réseau	Indices d'entrées (log ₁₀)		Equation
	1	2 ^e	
100	100-e ₀	—	Log ₁₀ Q = a _{j0} + a _{j1} log ₁₀ (100-e ₀) + S _j
101	₅ Q ₀ (MF) ‰ _r	—	Log ₁₀ Q = a _{j0} + a _{j1} log ₁₀ (₅ Q ₀ × 1 000) + S _j
102	₁ Q ₀ (MF) ‰ _r	—	Log ₁₀ Q = a _{j0} + a _{j1} log ₁₀ (₁ Q ₀ × 1 000) + S _j
103	₁₅ Q ₀ (MF) ‰ _o	—	Log ₁₀ Q = a _{j0} + a _{j1} log ₁₀ (₁₅ Q ₀ × 1 000) + S _j
104	₂₀ Q ₃₀ (F) ‰ _o	—	Log ₁₀ Q = a _{j0} + a _{j1} log ₁₀ (₂₀ Q ₃₀ × 1 000) + S _j
105	₂₀ Q ₄₅ (MF) ‰ _o	—	Log ₁₀ Q = a _{j0} + a _{j1} log ₁₀ (₂₀ Q ₄₅ × 1 000) + S _j
106	T (*)	—	Log ₁₀ Q = a _{j0} + a _{j1} log ₁₀ T + S _j
1	₅ Q ₀ (MF) ‰ _o	₂₀ Q ₄₅ (MF) ‰ _o	Log ₁₀ Q = b _{j0} + b _{j1} log ₁₀ (₅ Q ₀ × 1 000) + b _{j2} log ₁₀ (₂₀ Q ₄₅ × 1 000) + S _j
2	₁₅ Q ₀ (MF) ‰ _o	₂₀ Q ₃₀ (F) ‰ _o	Log ₁₀ Q = b _{j0} + b _{j1} log ₁₀ (₁₅ Q ₀ × 1 000) + b _{j2} log ₁₀ (₂₀ Q ₃₀ × 1 000) + S _j
3	₁₅ Q ₀ (MF) ‰ _o	T (*)	Log ₁₀ Q = b _{j0} + b _{j1} log ₁₀ (₁₅ Q ₀ × 1 000) + b _{j2} log ₁₀ T + S _j

Dans les équations figurant au tableau 2.5, les quotients servant d'entrée sont pris en p. 1 000.

L'indice T qui sert d'entrée dans les réseaux 106 et 3 est le taux annuel moyen de mortalité (p. 1 000 MF) des plus de 50 ans, dans la population stationnaire. Il peut être estimé à l'aide de l'équation suivante :

$$T = 44,93 + 0,5046 t - 0,5587 f$$

— où f représente la proportion (%) de 65 ans et plus parmi les 50 ans et plus.

— et t le taux de mortalité observé pour les 50 ans et plus.

2.3.3. Précision des différentes estimations

Deux variables conditionnent la précision de l'estimation :

- L'information fournie par le ou les indices d'entrée
- L'intervalle d'âge entre le quotient estimé et le quotient d'entrée.

(1) S. Ledermann a donné une série d'abaques qui permettent d'obtenir les quotients ajustés par simple lecture graphique.

Il est compréhensible que l'information fournie par la connaissance de ${}_1Q_0$ par exemple est plus réduite que celle qui porte sur les 15 premières années (${}_{15}Q_0$).

Egalement, le quotient de mortalité infantile donnera une estimation plus précise de ${}_4Q_1$ que de ${}_5Q_{50}$.

Les réseaux à double entrée permettent de limiter ces imprécisions d'une part en augmentant la quantité d'informations et d'autre part en réduisant l'intervalle entre indice estimé et indice connu.

S. Ledermann a évalué la précision des réseaux à partir des 57 variables estimées pour chaque table-type (M,F,MF) :

Soit $C^2 = 1/57 R^2j$ ou R^2j est le coefficient de corrélation entre les valeurs de y pour un intervalle d'âges j ; et les différentes valeurs de Q ou des indices d'entrée (Q_1, Q_2).

Pour chacun des intervalles considérés, le coefficient s'écrira :

$$R^2j = \frac{S^2y - S^2y/Q}{S^2y}$$

où S^2y représente la variance marginale de y , c'est à dire compte tenu des variations de Q (Q_1, Q_2 ; s'il y a deux entrées) et S^2y/Q est la variance résiduelle de y , autrement dit la variance de y une fois éliminée l'influence de Q .

Tableau 2.6
Moyenne des coefficients de corrélation (C^2)
correspondant à chaque réseau.

Réseau	C^2
3	0,833
1	0,826
2	0,806
100	0,778
104	0,765
105	0,734
103	0,722
101	0,708
106	0,681
102	0,671

Comme l'indique le tableau précédent, la corrélation moyenne est d'autant plus forte que l'information donnée par les indices d'entrée est grande. Les trois réseaux à double entrée sont en tête. Parmi les réseaux à simple entrée, l'espérance de vie à la naissance donne la corrélation la plus forte.

2.4 METHODE DE W. BRASS

2.4.1. La fonction logit. (1).

Le logit d'une variable x est égal à la moitié du logarithme népérien du rapport de cette variable à son complément à 1.

$$\text{Logit}(x) = 1/2 \text{Log}_e \frac{x}{1-x}$$

Cette fonction, toujours croissante n'est définie que pour des valeurs de x comprises entre 0 et 1, intervalle dans lequel elle passe de $-\alpha$ à $+\alpha$, en s'annulant pour $x = 0,5$

(1) Afin de faciliter les conversions logit, une table avait été publiée dans le manuel "Ajustement des données imparfaites" (R. Clairin) ; elle donnait le logit de x pour x compris entre 0,500 et 0,999. Une nouvelle table a été calculée par nous pour l'ensemble des x compris entre 0,0001 et 0,9999, ce qui limitera davantage encore les calculs.

2.4.2. Application aux proportions de décédés.

Soit $Q(x)$, la probabilité de décéder avant l'âge x , dont on tire le logit $Y(x)$.

En portant sur un système d'axes rectangulaires, les logits de deux tables de mortalité, W . Brass a constaté une liaison à peu près linéaire, que l'on résumera de la façon suivante :

$$Y_2(x) = A + B.Y_1(x) (*)$$

où : Y_1 et Y_2 sont les logits des $Q(x)$ des deux tables (Y_1 : table observée, Y_2 : table de référence de Brass) A et B , les niveaux et pente de la droite d'ajustement (voir graphiques 2.5).

En vertu de cette hypothèse de linéarité on peut, avec une table correctement observée :

- calculer une table après avoir choisi les valeurs de A et B
- ajuster les données d'une table observée.

Pour cela, W . Brass propose d'utiliser l'African Standard comme table de référence. Celle-ci, traduit d'après l'auteur la mortalité moyenne des pays sous-développés. Selon les tables à ajuster, il estime que les paramètres A et B pourront varier dans les intervalles respectifs (+ 0,8 ; -0,8) et (+0,7 ; +1,4)

Le tableau 2.7 et son illustration graphique (graphique 2.3) reproduisent les distributions de survivants, calculées à partir de la table de référence et des valeurs limites et médianes des pentes et niveaux.

Interprétation de A

De façon à isoler l'effet du paramètre A , comparons les trois courbes ayant une valeur de B égale à 1. Dans ces cas, l'équation précédente s'écrit : $Y_2(x) = A + Y_1(x)$. A chaque âge, les variations de Y_2 dépendront uniquement du paramètre A . Or, plus A est grand, plus la proportion de survivants est faible et donc plus l'espérance de vie à la naissance diminue. Ce paramètre apparaît donc comme un indicateur du niveau de la mortalité.

Tableau 2.7

Survivants à l'âge x , estimés à partir de la table de référence de Brass (pour 1 000 naissances vivantes)

0e_x	A = + 0,8 B =			A = 0,0 B =			A = - 0,8 B =		
	0,7 16,66	1,0 18,53	1,4 21,54	0,7 43,16	1,0 43,59	1,4 44,62	0,7 69,37	1,0 66,55	1,4 64,13
S_1	449	597	767	802	880	942	952	973	988
S_5	334	426	556	713	786	861	925	948	968
S_{10}	304	377	485	683	750	823	914	937	958
S_{15}	293	360	459	672	736	808	910	933	954
S_{20}	276	334	419	654	713	781	903	925	947
S_{25}	256	303	371	631	683	745	894	914	935
S_{30}	239	275	328	608	653	707	885	903	923
S_{35}	223	248	289	587	622	668	875	891	909
S_{40}	207	225	251	563	590	624	865	877	892
S_{45}	190	200	214	538	554	575	852	860	870
S_{50}	172	174	176	507	511	515	836	838	840
S_{55}	152	146	138	471	459	442	815	807	797
S_{60}	131	117	101	427	397	357	787	765	733
S_{65}	107	87	66	372	321	259	746	701	634
S_{70}	82	59	38	307	238	164	687	607	493
S_{75}	57	35	18	230	152	82	597	469	308
S_{80}	34	16	6	149	77	30	465	292	132
S_{85}	16	6	2	76	28	7	290	123	33
S_{90}	6	0	0	27	6	1	120	29	4

Interprétation de B

Si à l'inverse on prend l'ensemble des tables ayant une valeur de A constante ; soit $A = 0$; on obtient l'égalité suivante : $Y_2(x) = B.Y_1(x)$. Y_2 variera en fonction de B .

Le graphique montre que plus la valeur de B est grande, plus la proportion de survivants est forte avant 51 ans environ (1). La constatation inverse est faite après cet âge.

La table de référence de Brass donne un âge médian au décès d'environ 51 ans. A cet âge, la proportion de décédés est donc de 0,5 et le logit de cette valeur est nul. L'égalité s'écrira donc : $Y_2(51) = 0$. La valeur de B n'intervient pas et donc à 51 ans toutes les tables auront une proportion de survivants égale à 0,5 (point d'intersection). Le paramètre B peut donc être défini comme un indicateur de la pente de la mortalité.

Effet combiné de A et B.

Tandis que pour une valeur élevée de A, l'espérance de vie à la naissance croît avec la pente, l'inverse est observé lorsque A est faible. On a vu que plus la pente est faible, moins les décès aux jeunes âges sont nombreux. Or dans les régions à forte mortalité, E_0 dépend avant tout des décès juvéniles. L'espérance de vie à la naissance augmentera donc avec la pente.

Au contraire, E_0 est très sensible aux décès des personnes âgées, dans les régions à faible mortalité. Comme ces décès diminuent avec la pente, l'espérance de vie à la naissance ira dans le même sens que B.

2.4.3. Utilisation de la méthode des logits.

Lors d'un ajustement sont donc connues les séries $Y_2(x)$ et $Y_1(x)$. Il reste à déterminer les pente et niveau.

Si les $q(x)$ observés étaient précis, l'approche pourrait être faite directement. En effet, sachant que pour la table de référence, $Q(x) = 0,5$ à 51 ans, on aurait :

$$Y_1(51) = A$$

De là, en se servant de l'égalité (*) à n'importe quel âge il serait possible de déduire la valeur de B.

En fait, il n'est pas concevable de se fonder sur la seule valeur de $Q(51)$ observée pour déterminer ces deux paramètres.

Une telle méthode d'approche conduit, une fois déterminé le niveau, à estimer des pentes différentes à tous les âges et ceci en raison d'une évaluation imprécise de la proportion de décédés observée à 51 ans.

2.4.4. Ajustement des logits par la méthode des moindres carrés.

En portant sur un système d'axes les logits de la table de référence et ceux qui ont été observés (abscisse et ordonnée) on obtient une série de points grossièrement alignés dont l'ajustement à une droite peut être fait par les moindres carrés.

Cette droite passera par $M(\bar{Y}_1 ; \bar{Y}_2)$ et aura pour pente :

$$B = \frac{\sum(Y_1 - \bar{Y}_1)(Y_2 - \bar{Y}_2)}{\sum(\bar{Y}_1 - \bar{Y}_1)^2}$$

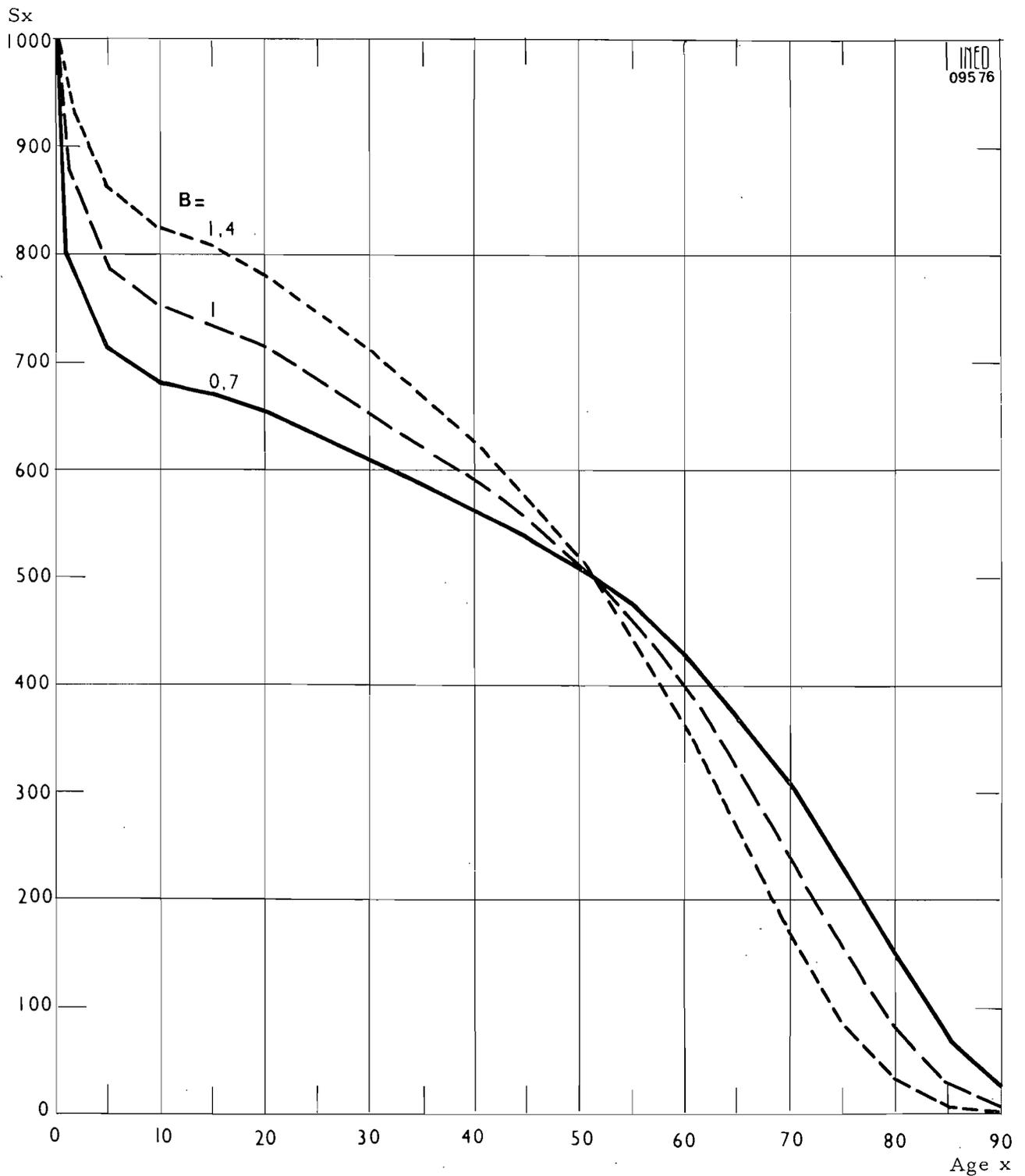
Le niveau de mortalité sera lui-même déduit de l'égalité :

$$\bar{Y}_2 = A + B.\bar{Y}_1$$

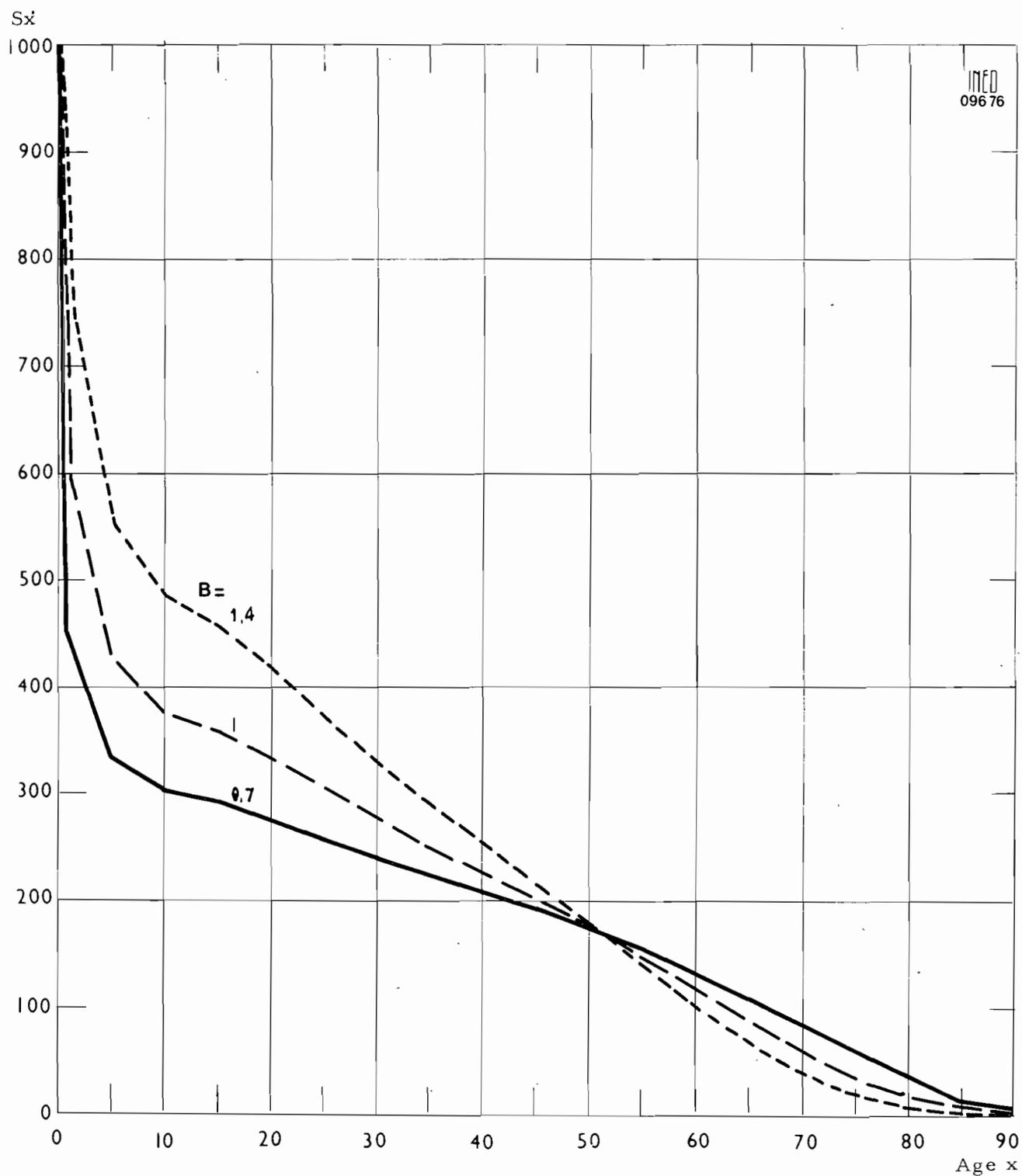
2.4.5. Problèmes soulevés par cet ajustement

Etant donné que l'ajustement porte sur la distribution des logits et non sur les proportions de décédés, un point doit être pris en considération :

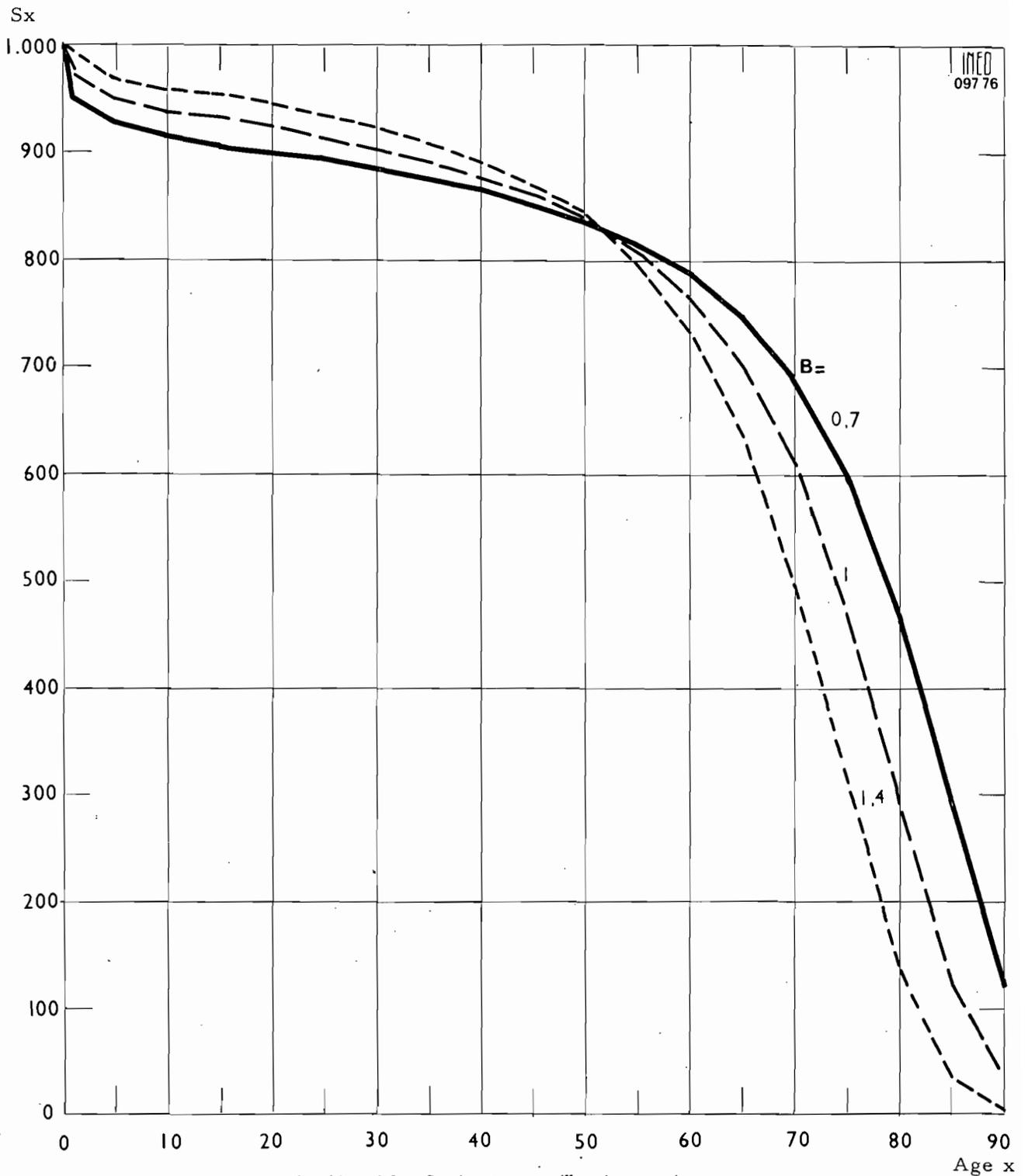
(1) L'âge médian au décès de la table de référence est de 51,02 ans.



Graphique 2.3. - Survivants pour mille naissances vivantes
 2.3.a Tables de W. Brass A = 0.0



Graphique 2.3. — Survivants pour mille naissances vivantes
 2.3.b Tables de W. Brass A = + 0,8



Graphique 2.3. - Survivants pour mille naissances vivantes
 2.3.c Tables de W. Brass A = -0,8

– la variation des logits n'est pas proportionnelle à celle des $Q(x)$.

La dérivée de la fonction logit s'écrira $Y' = 1/2 \cdot \frac{1}{Qx(1 - Qx)}$

La pente de la fonction logit est donc maximum pour des valeurs de $Q(x)$ proches de 0 et 1. A l'inverse, elle atteint son minimum pour $Q(x) = 0,5$ (valeur pour laquelle $Y'' = 0$)

Afin d'illustrer cette remarque, le tableau 2.8 donne la valeur de l'accroissement logit pour une augmentation de $Q(x)$ de 1 ‰.

Tableau 2.8
Variation du Logit $Q(x)$ pour une augmentation de $Q(x)$ de 1 ‰
selon la valeur initiale de $Q(x)$

Valeur initiale de $Q(x)$	Logit $Q(x)$ – Logit $Q(x) + 1‰$	Valeur initiale de $Q(x)$	Logit $Q(x)$ – Logit $Q(x) + 1‰$
0	–	500	0,0020
1	0,3471	600	0,0021
2	0,2032	700	0,0024
3	0,1444	800	0,0032
4	0,1120	900	0,0056
5	0,0917	950	0,0106
10	0,0482	955	0,0118
15	0,0328	960	0,0132
20	0,0249	965	0,0150
25	0,0201	970	0,0175
30	0,0169	975	0,0209
35	0,0146	980	0,0262
40	0,0128	985	0,0350
45	0,0115	990	0,0531
50	0,0104	995	0,1120
100	0,0055	996	0,1444
200	0,0031	997	0,2032
300	0,0023	998	0,3471
400	0,0021	999	–

De plus, c'est aux âges extrêmes que les proportions de décédés sont les plus imprécises : omissions de jeunes décédés ; mauvaises détermination ou exagération de l'âge au décès.

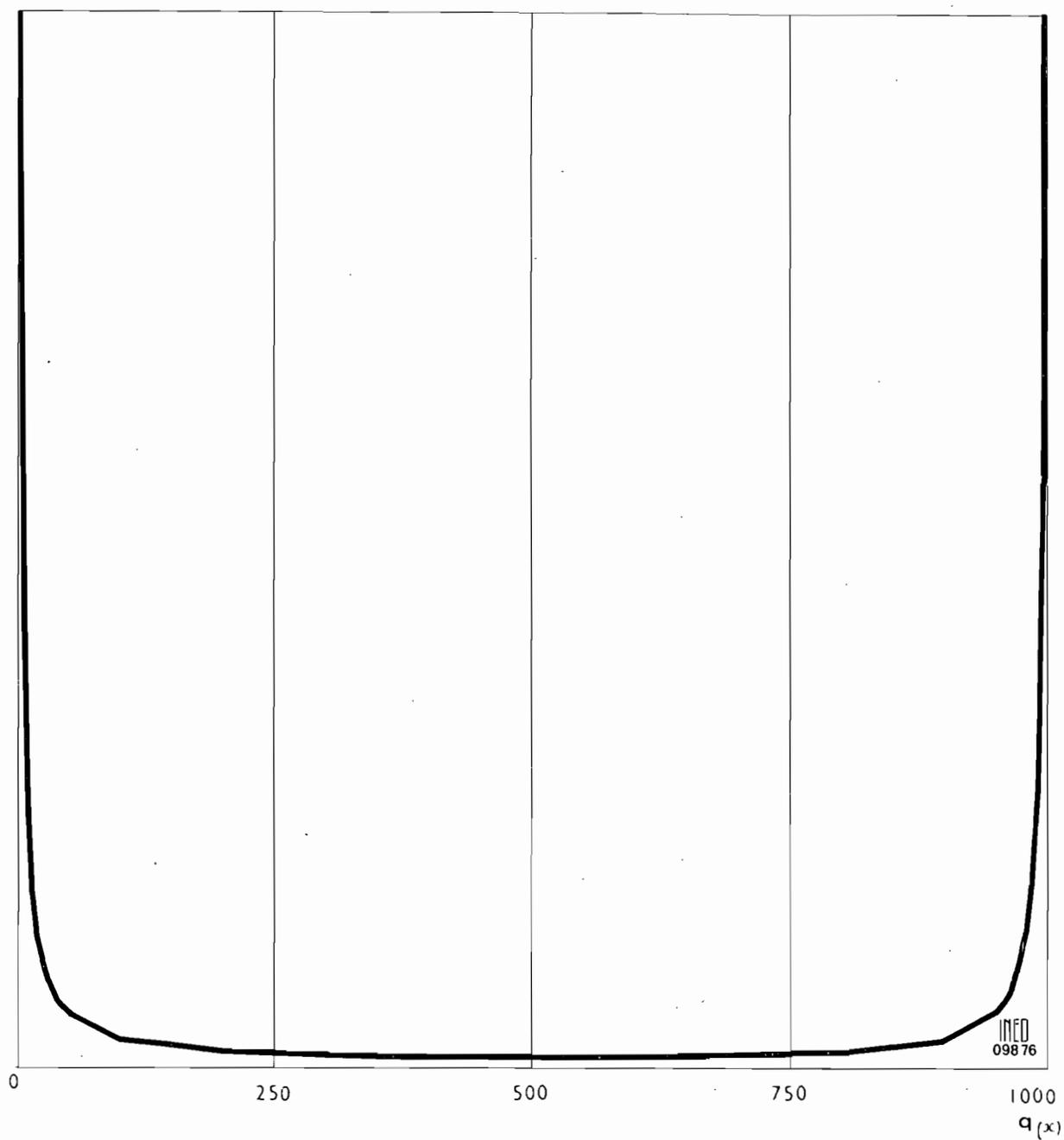
Pour ces raisons, tout ajustement des points à une droite doit être précédé d'une étude graphique de façon à éliminer les valeurs aberrantes.

2.5. APPLICATION DES MODELES DE S. LEDERMANN ET W. BRASS A DES TABLES AFRICAINES.

2.5.1. Données observées et ajustements

Les méthodes Ledermann et Brass ont été appliquées à 7 tables africaines :

- Haute-Volta enquête 1960-61
- Togo enquête 1961
- Cameroun Occidental enquête 1964
- Nord Cameroun ; sud et nord Bénoué ; enquête 1960-61
- Burundi ; enquête 1965
- Burundi ; enquête 1970-71



Graphique 2.4. — Accroissement des logits selon la valeur initiale de $Q(x)$ et pour une augmentation de $Q(x)$ de 1 %.

Tableau 2.9
Taux de survie observés (p. 1 000)

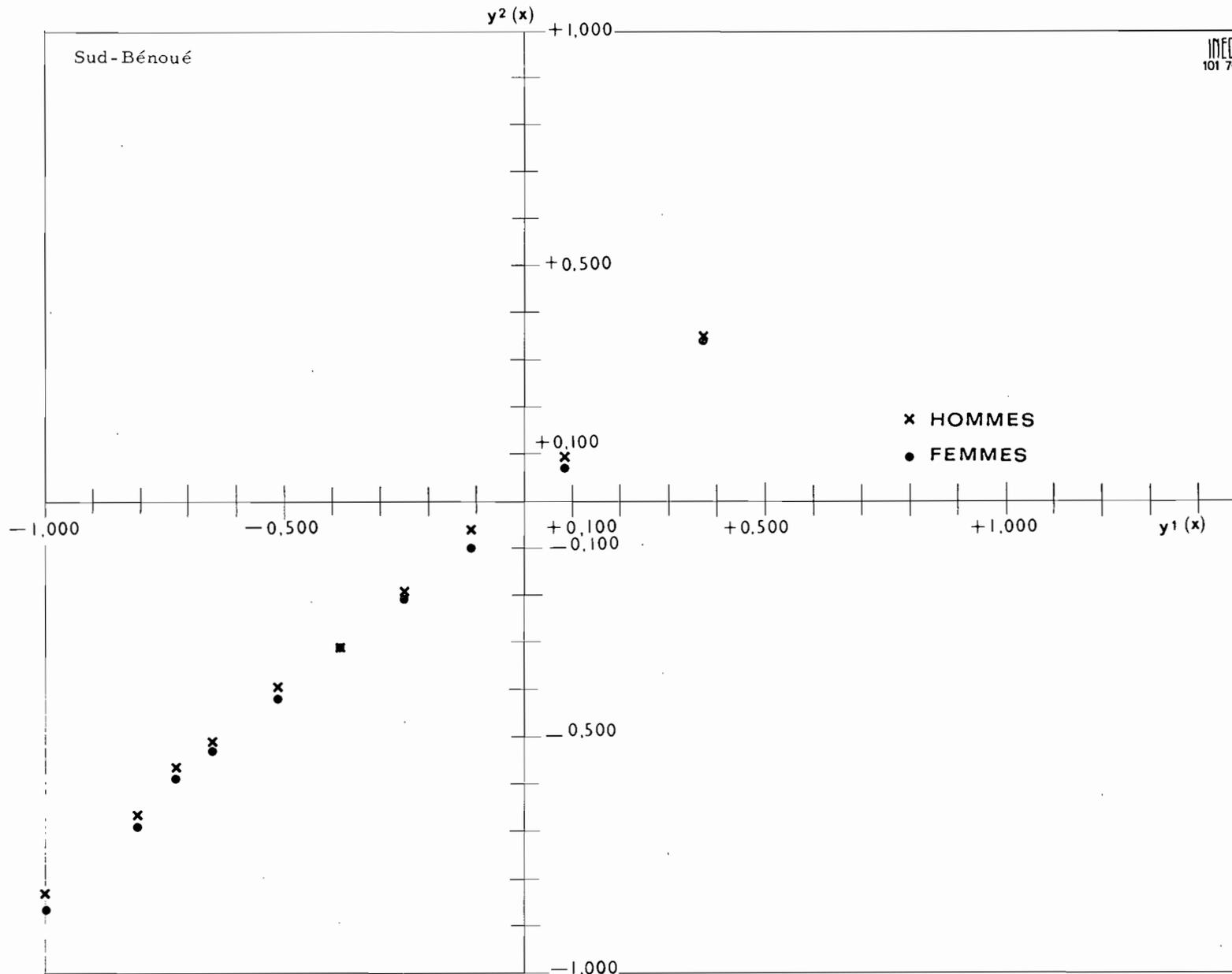
Age	Haute-Volta 1960-61		Togo 1961		Cameroun occidental 1964	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
0	1 000	1 000	1 000	1 000	1 000	1 000
1	817	819	854	883	810	862
5	638	642	707	743	683	734
10	594	593	666	710	628	690
15	579	571	643	692	599	651
20	558	550	615	652	569	626
25	533	520	557	630	540	600
30	505	490	517	590	509	576
35	467	451	480	556	486	552
40	436	425	434	524	451	523
45	401	385	383	488	406	468
50	360	352	336	393	370	401
55	313	294	283	354	293	323
60	259	253	236	319	213	224
65	202	174	169	247	165	177
70	156	114	95	197	110	130
75	94	70	61	138		
80	55	47				
90	32	22				

Age	Nord Cameroun 1960-61				Age	Burundi			
	Sud Bénoué		Nord Bénoué			1965		1970-71	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes		Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
0	1 000	1 000	1 000	1 000	0	1 000	1 000	1 000	1 000
1	840	850	760	760	1	831	870	853	877
2	790	799	692	707	5	669	722	727	744
3	758	767	650	679					
5	735	744	611	652	10	625	687	695	725
15	691	699	544	587	15	603	664	681	710
20					20	580	656	661	696
25	650	650	490	534	25	557	629	635	679
30					30	547	593	616	642
35	598	605	451	481	35	513	558	574	614
40					40	501	523	543	581
45	532	551	406	423	45	456	471	504	564
50					50	410	433	452	515
55	452	463	333	334	55	350	395	395	471
60					60	294	355	350	412
65	334	338	216	217	65	242	306	312	377
70					70	206	227	240	258
75									

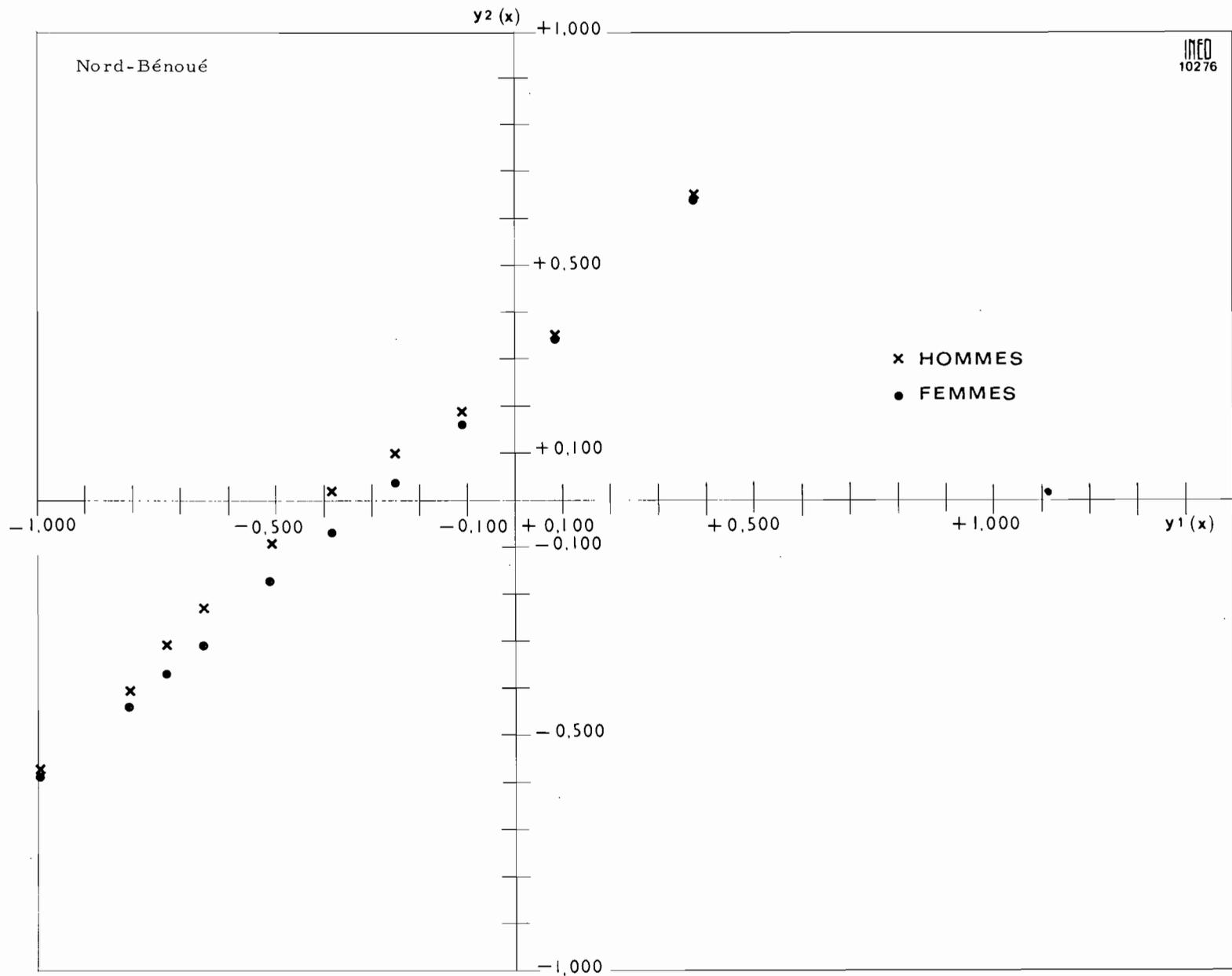
De ces données de base ont été tirés d'une part les indices d'entrée nécessaires à la détermination des tables par le réseau 1 ou 3 de Ledermann ; et d'autre part les logits de $Q(x)$, complément à l'unité des taux de survie ci-dessus.

Tableau 2.10
Valeurs d'entrée pour les réseaux de Ledermann.

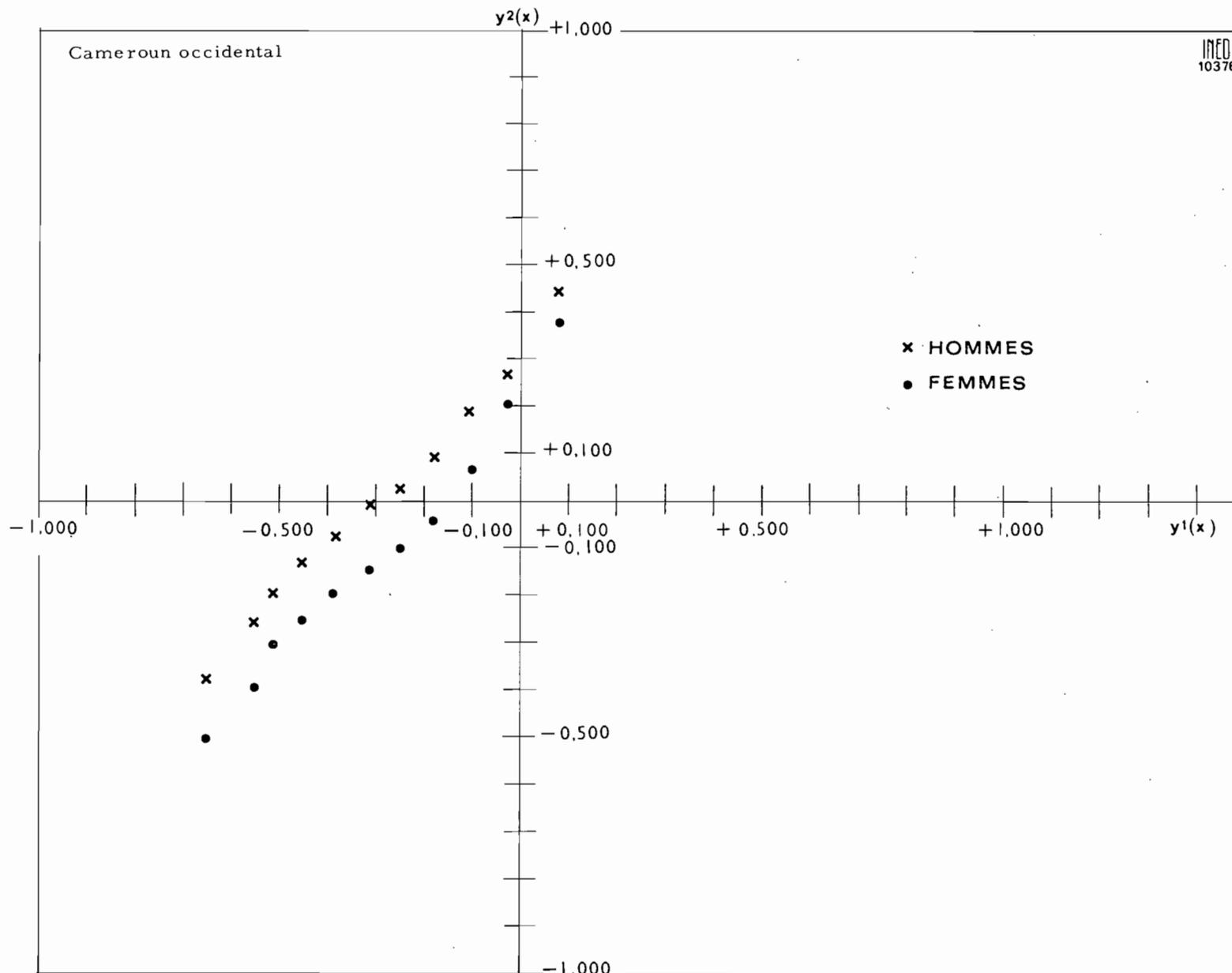
Pays	Entrées (MF) p. 1 000		Réseau
	5^{q}_0	20^{q}_{45}	
Haute-Volta	360	523	1
Togo	274	495	1
Cameroun Occ.	291	605	1
Sud Bénoué	260	380	1
Nord Bénoué	368	477	1
Burundi 1965	304	407	1
Burundi 1970-71	15^{q}_0 305	$T = 51,0$	3



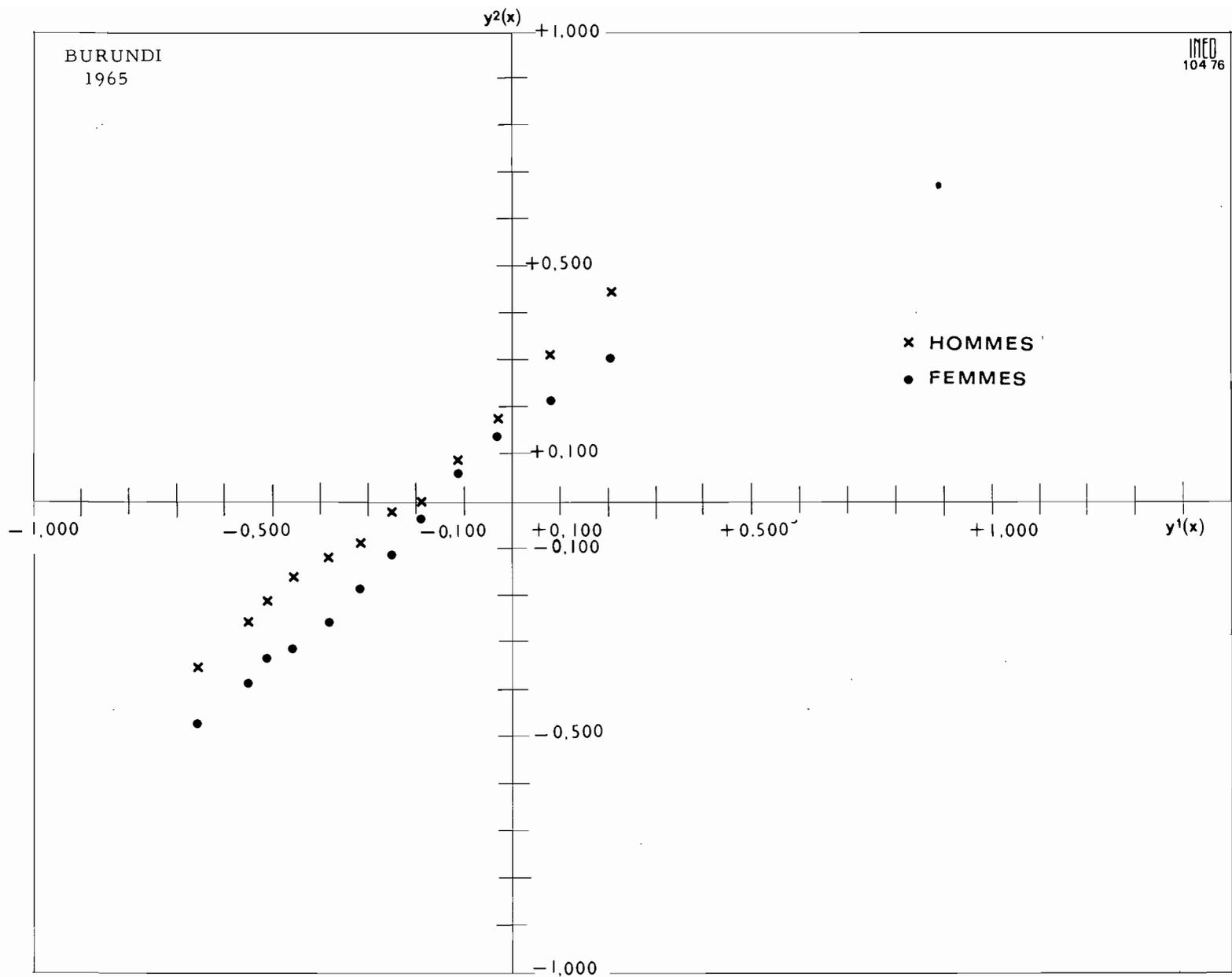
Graphique 2.5. — Répartition des logits observés selon les logits de la table de référence
2.5.c Cameroun occidental



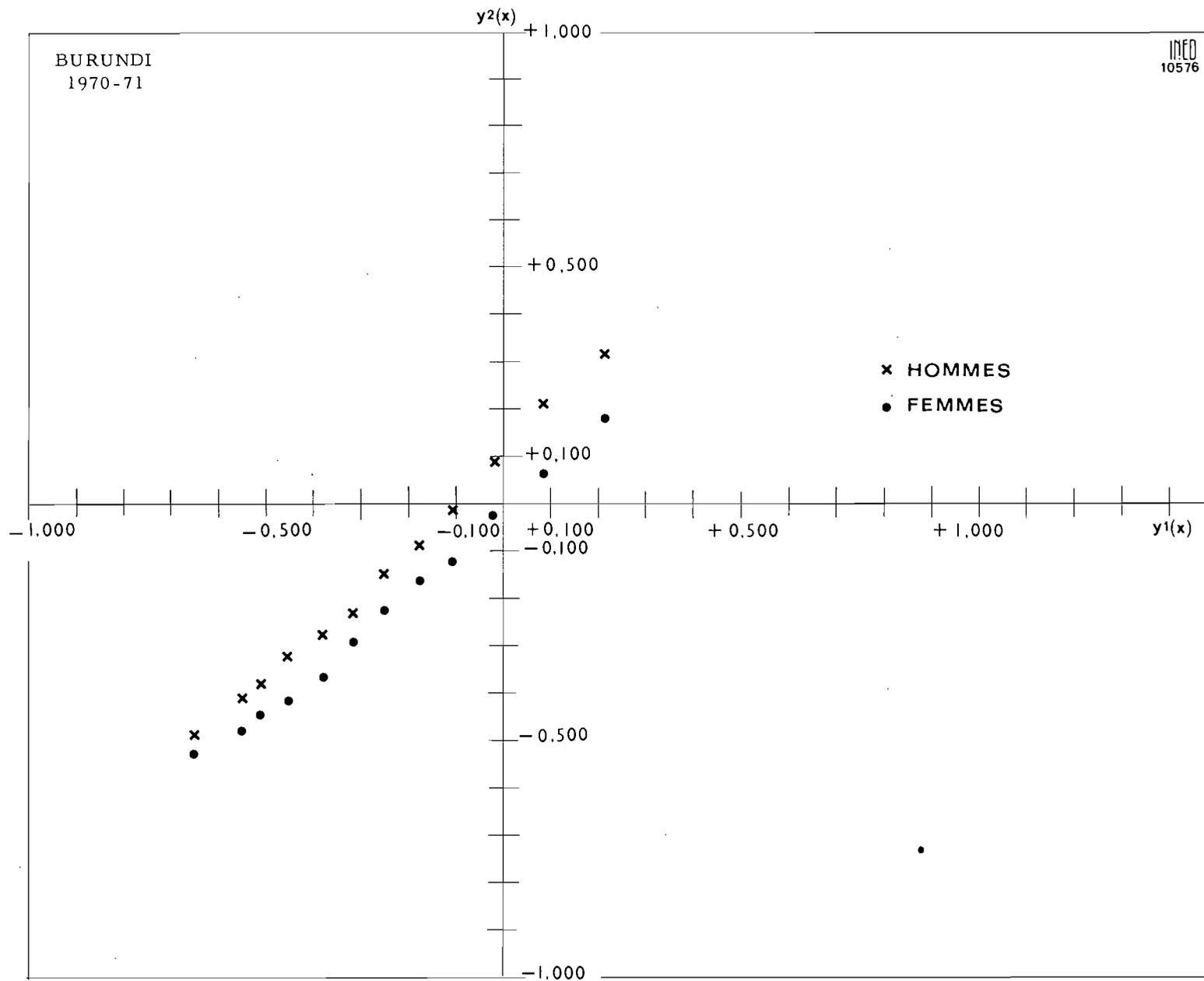
Graphique 2.5. — Répartition des logits observés selon les logits de la table de référence
2.5.d Sud Bénoué



Graphique 2.5. - Répartition des logits observés selon les logits de la table de référence
2.5.e Nord Bénoué



Graphique 2.5. — Répartition des logits observés selon les logits de la table de référence
2.5.f Burundi 1965



Graphique 2.5. -- Répartition des logits observés selon les logits de la table de référence
2.5.g Burundi 1971

Le choix du réseau a été fait de manière à avoir le plus grand degré de précision (voir tableau 2.6). Dans ce but, à l'origine, le réseau 3 avait été retenu pour la Haute-Volta et le Togo. Il est apparu que le taux annuel moyen de mortalité des 50 ans et plus était très peu fiable et que mieux valait se servir des indices du réseau 1.

Tableau 2.11

Logits de Q(x) ayant servi aux ajustements par la méthode de Brass. (Y2(x))

Age	Haute-Volta		Togo		Cameroun occidental	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
5	-0,2883	-0,2920	-0,4404	-0,5308	-0,3838	-0,5075
10	-0,1903	-0,1882	-0,3451	-0,4477	-0,2618	-0,4001
15	-0,1593	-0,1430	-0,2942	-0,4047	-0,2007	-0,3117
20	-0,1165	-0,1003	-0,2342	-0,3139	-0,1389	-0,2575
25	-0,0661	-0,0400	-0,1145	-0,2661	-0,0802	-0,2027
30	-0,0100	+0,0200	-0,0340	-0,1820	-0,0180	-0,1532
35	+0,0661	+0,0983	+0,0400	-0,1125	+0,0280	-0,1044
40	+0,1287	+0,1511	+0,1328	-0,0480	+0,0983	-0,0460
45	+0,2006	+0,2342	+0,2384	+0,0240	+0,1903	+0,0641
50	+0,2877	+0,3051	+0,3406	+0,2174	+0,2661	+0,2006
55	+0,3931	+0,4380	+0,4648	+0,3008	+0,4404	+0,3700
60	+0,5256	+0,5413	+0,5874	+0,3792		
65	+0,6869	+0,7788	+0,7964	+0,5573		
70	+0,8441	+1,0253				
75	+1,1329	+1,2933				

Age	Nord Cameroun				Burundi			
	Sud Bénoué		Nord Bénoué		1965		1970-71	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
1	-0,8291	-0,8673	-0,5763	-0,5763				
2	-0,6625	-0,6900	-0,4047	-0,4404				
3	-0,5709	-0,5957	-0,3095	-0,3746				
5	-0,5101	-0,5334	-0,2258	-0,3139	-0,3525	-0,4779	-0,4897	-0,5334
10					-0,2548	-0,3924	-0,4118	-0,4847
15	-0,4024	-0,4213	-0,0882	-0,1758	-0,2088	-0,3408	-0,3792	-0,4477
20					-0,1622	-0,3217	-0,3339	-0,4142
25	-0,3095	-0,3095	+0,0200	-0,0681	-0,1153	-0,2631	-0,2769	-0,3746
30					-0,0935	-0,1874	-0,2363	-0,2920
35	-0,1986	-0,2132	+0,0983	+0,0380	-0,0254	-0,1167	-0,1491	-0,2321
40					-0,0016	-0,0454	-0,0862	-0,1634
45	-0,0641	-0,1024	+0,1903	+0,1552	+0,0880	+0,0581	-0,0080	-0,1287
50					+0,1816	+0,1352	+0,0963	-0,0300
55	-0,0963	+0,0741	+0,3473	+0,3451	+0,3093	+0,2138	+0,2132	+0,0581
60					+0,4392	+0,2994	+0,3095	+0,1779
65	-0,3451	+0,3361	+0,6446	+0,6416				

L'ajustement des logits à une droite a été fait après avoir éliminé les valeurs aberrantes correspondant à des âges extrêmes.

La série de graphiques 2.5 qui rapporte les logits de la table de référence $Y_1(x)$ aux logits observés $Y_2(x)$ indique qu'un ajustement des points à une droite est concevable.

Les coefficients de corrélation confirment l'hypothèse de linéarité de la représentation graphique des points : la valeur la plus faible est obtenue pour les femmes du Cameroun occidental. Elle est néanmoins proche de 99 %.

Les pente et niveau de mortalité sont tous compris dans les intervalles donnés par Brass (voir 2.4.2.)

A l'exception de la Haute-volta, la mortalité féminine observée conduit à des niveaux de mortalité estimés plus faibles que pour les hommes.

Le niveau de mortalité plus élevé chez les femmes voltaïques ne fait par ailleurs que confirmer l'observation : dès l'âge de 15 ans leurs taux de survie sont inférieurs.

Tableau 2.12
Caractéristiques des droites ajustées par les moindres carrés.

Pays	Hommes			Femmes		
	Pente	Niveau	Coeff. de corrélation	Pente	Niveau	Coeff. de corrélation
Haute-Volta	0,9377	0,3184	0,9978	1,0540	0,3673	0,9983
Togo	1,2318	0,3490	0,9992	1,0981	0,1695	0,9965
Cameroun Occ.	1,0433	0,3117	0,9958	1,1059	0,2136	0,9898
Sud Bénoué	0,8457	0,0256	0,9996	0,8576	0,0086	0,9993
Nord Bénoué	0,8599	0,3114	0,9970	0,8871	0,2757	0,9987
Burundi 1965	0,8744	0,2120	0,9922	0,9099	0,1139	0,9970
Burundi 1970-71	0,9573	0,1040	0,9970	0,8479	- 0,0173	0,9959

2.5.2. Les quotients ajustés ; comparaison des modèles.

Quotients masculins.

La représentation graphique de ces indices montre l'écart important entre les deux ajustements relatifs au Togo. Il est possible que les indices d'entrée dans le réseau 1 de Ledermann ne soit pas très précis. On peut aussi supposer que la surmortalité masculine togolaise est plus forte que celle qui est définie à partir du modèle de Ledermann.

Pour les autres pays, on note des indices peu différents entre les deux modèles, en ce qui concerne la mortalité des moins de 5 ans.

Par contre, après cet âge et jusqu'à 25-35 ans, les quotients de Ledermann sont systématiquement inférieurs. Ensuite, ils sont égaux ou supérieurs.

Il semble que la surmortalité adulte donnée par le modèle de Ledermann soit un peu plus prononcée pour les pays ayant un niveau moyen de mortalité.

Les deux méthodes donnent des valeurs ajustées très voisines pour le Sud Bénoué et le Burundi (les deux années) et ceci malgré la mauvaise qualité des données observées. Vraisemblablement, pour ces pays, les omissions ont été assez faibles et les erreurs n'ont porté que sur l'estimation de l'âge. Ces irrégularités s'estompent si l'on utilise la série des décès cumulés (méthode de Brass), ou si l'on se sert de quotients d'entrée portant sur de grand intervalles d'âges (méthode de Ledermann).

Tableau 2.13
Quotients de mortalité ajustés selon les méthodes de W. Brass et S. Ledermann

Groupe d'âges	Haute-Volta 1960-61				Togo 1961			
	Hommes		Femmes		Hommes		Femmes	
	Brass	Ledermann	Brass	Ledermann	Brass	Ledermann	Brass	Ledermann
-1	.226	.233	.203	.206	.147	.186	.136	.161
1-4	.171	.174	.179	.181	.165	.119	.134	.121
5-9	.070	.45	.076	.48	.076	.035	.059	.036
10-14	.028	.26	.031	.32	.031	.021	.024	.025
15-19	.046	.39	.051	.49	.053	.033	.041	.039
20-24	.061	.58	.068	.65	.071	.048	.055	.053
25-29	.061	.64	.069	.71	.074	.054	.057	.058
30-34	.062	.71	.071	.75	.077	.061	.060	.062
35-39	.069	.86	.079	.78	.087	.075	.067	.066
40-44	.079	.102	.090	.84	.101	.091	.079	.073
45-49	.096	.123	.110	.92	.126	.112	.099	.083
50-54	.122	.155	.141	.115	.161	.145	.128	.106
55-59	.156	.201	.179	.153	.207	.192	.168	.142
60-64	.211	.258	.241	.208	.278	.249	.231	.195
65-69	.274	.330	.310	.288	.357	.319	.305	.273
70-74	.369	.444	.413	.390	.469	.432	.414	.372
75-79	.485	.561	.533	.505	.595	.550	.542	.488
80-84	.624	.666	.672	.628	.732	.657	.683	.616

Groupe d'âges	Haute-Volta 1960-61				Togo 1961			
	Hommes		Femmes		Hommes		Femmes	
	Brass	Ledermann	Brass	Ledermann	Brass	Ledermann	Brass	Ledermann
	Cameroun occidental 1964				Nord Cameroun, Sud Bénoué 1960-61			
-1	.189	.198	.145	.171	.163	.175	.155	.153
1-4	.166	.130	.142	.134	.	.111	.112	.110
5-9	.071	.039	.063	.041	.046	.031	.045	.031
10-14	.029	.024	.026	.029	.018	.018	.018	.020
15-19	.048	.038	.043	.048	.031	.028	.030	.030
20-24	.064	.059	.059	.066	.041	.040	.040	.040
25-29	.065	.067	.060	.074	.042	.042	.041	.043
30-34	.067	.076	.063	.079	.043	.046	.042	.046
35-39	.074	.098	.071	.082	.047	.059	.047	.050
40-44	.086	.118	.083	.092	.055	.064	.055	.054
45-49	.106	.146	.108	.105	.068	.079	.068	.061
50-54	.135	.188	.129	.134	.089	.102	.089	.078
55-59	.173	.249	.173	.179	.116	.135	.116	.105
60-64	.233	.312	.238	.238	.162	.184	.162	.151
65-69	.303	.379	.312	.323	.218	.255	.219	.219
70-74	.406	.499	.420	.419	.308	.357	.311	.319
75-79	.527	.609	.547	.530	.426	.480	.430	.439
80-84	.666	.691	.688	.646	.572	.615	.576	.579
	Nord Cameroun, Nord Bénoué 1960-61				Burundi 1965			
-1	.251	.236	.228	.209	.211	.200	.170	.176
1-4	.169	.180	.162	.185	.149	.138	.130	.139
5-9	.067	.045	.065	.048	.060	.036	.053	.037
10-14	.027	.025	.026	.031	.024	.021	.021	.024
15-19	.044	.038	.043	.046	.039	.031	.036	.035
20-24	.057	.055	.056	.060	.052	.045	.047	.046
25-29	.057	.060	.057	.065	.052	.048	.048	.050
30-34	.058	.066	.058	.069	.054	.052	.050	.053
35-39	.064	.077	.063	.072	.059	.060	.055	.057
40-44	.073	.092	.073	.077	.068	.072	.064	.061
45-49	.088	.109	.089	.083	.083	.088	.079	.067
50-54	.112	.137	.113	.103	.107	.112	.103	.085
55-59	.143	.177	.144	.138	.137	.146	.139	.114
60-64	.192	.232	.196	.191	.187	.196	.185	.162
65-69	.251	.304	.255	.267	.246	.268	.246	.233
70-74	.340	.415	.348	.371	.337	.372	.341	.335
75-79	.452	.534	.462	.487	.453	.495	.462	.454
80-84	.589	.651	.600	.616	.594	.626	.606	.591
	Burundi 1970-71							
-1	.154	.180	.151	.157				
1-4	.127	.114	.108	.114				
5-9	.053	.031	.044	.031				
10-14	.021	.019	.017	.021				
15-19	.036	.028	.029	.031				
20-24	.048	.041	.039	.041				
25-29	.049	.043	.039	.045				
30-34	.051	.047	.041	.048				
35-39	.057	.055	.045	.052				
40-44	.066	.067	.053	.056				
45-49	.082	.083	.066	.063				
50-54	.107	.107	.085	.081				
55-59	.140	.141	.112	.110				
60-64	.193	.192	.157	.157				
65-69	.259	.264	.214	.228				
70-74	.358	.369	.304	.331				
75-79	.482	.494	.423	.452				
80-84	.627	.629	.570	.593				

Sans tirer de conclusions trop hatives il convient de signaler que les ajustements par les deux méthodes sont les plus proches pour les niveaux de mortalité les plus élevés.

Quotients féminins

Surtout aux âges adultes, les quotients féminins obtenus par les deux méthodes sont peu différents, comparativement aux valeurs tirées des ajustements masculins.

Cependant, entre les deux structures de mortalité féminine ajustées on observe aux âges de fécondité (20-40 ans) des quotients plus élevés avec l'ajustement de Ledermann : alors que ces derniers ont tendance à augmenter avec l'âge, ceux déduits de la méthode de W. Brass restent à peu près constants.

Ces différences sont imputables aux méthodes d'ajustement : tandis que le modèle de Ledermann est construit d'après une série de tables observées, la méthode de Brass ne fait qu'appliquer l'hypothèse de linéarité des logits $Q(x)$. S'il y a surmortalité entre 20 et 40 ans, l'ajustement des logits à une droite y sera sensible, ce qui aura pour effet de modifier la valeur de l'ensemble des quotients estimés.

Malgré les écarts qui viennent d'être signalés, on notera que la majeure partie des quotients estimés par les logits sont compris dans l'intervalle de variation des indices de Ledermann, pour une probabilité proche de 95 % (voir annexe 4).

2.5.3. Comparaison des espérances de vie

Tableau 2.14
Espérances de vie à 0 et 5 ans, selon le modèle.

Pays	Espérance de vie à 0 an				Espérance de vie à 5 ans			
	Hommes		Femmes		Hommes		Femmes	
	Brass	Ledermann	Brass	Ledermann	Brass	Ledermann	Brass	Ledermann
Haute-Volta	32,60	33,27	31,65	35,54	45,12	46,72	42,70	48,78
Togo	33,30	39,53	38,33	43,02	41,17	49,61	45,74	52,82
Cameroun occidental	33,40	34,94	36,93	37,91	43,79	44,47	44,84	47,20
Sud Bénoué	42,43	45,73	43,05	49,43	51,85	56,88	51,98	60,10
Nord Bénoué	32,44	34,33	33,80	36,57	46,49	48,91	46,64	50,93
Burundi 1965	35,94	41,28	39,49	44,39	47,96	54,21	49,18	56,95
Burundi 1970-71	39,98	44,62	43,95	48,23	48,68	55,91	52,63	59,06

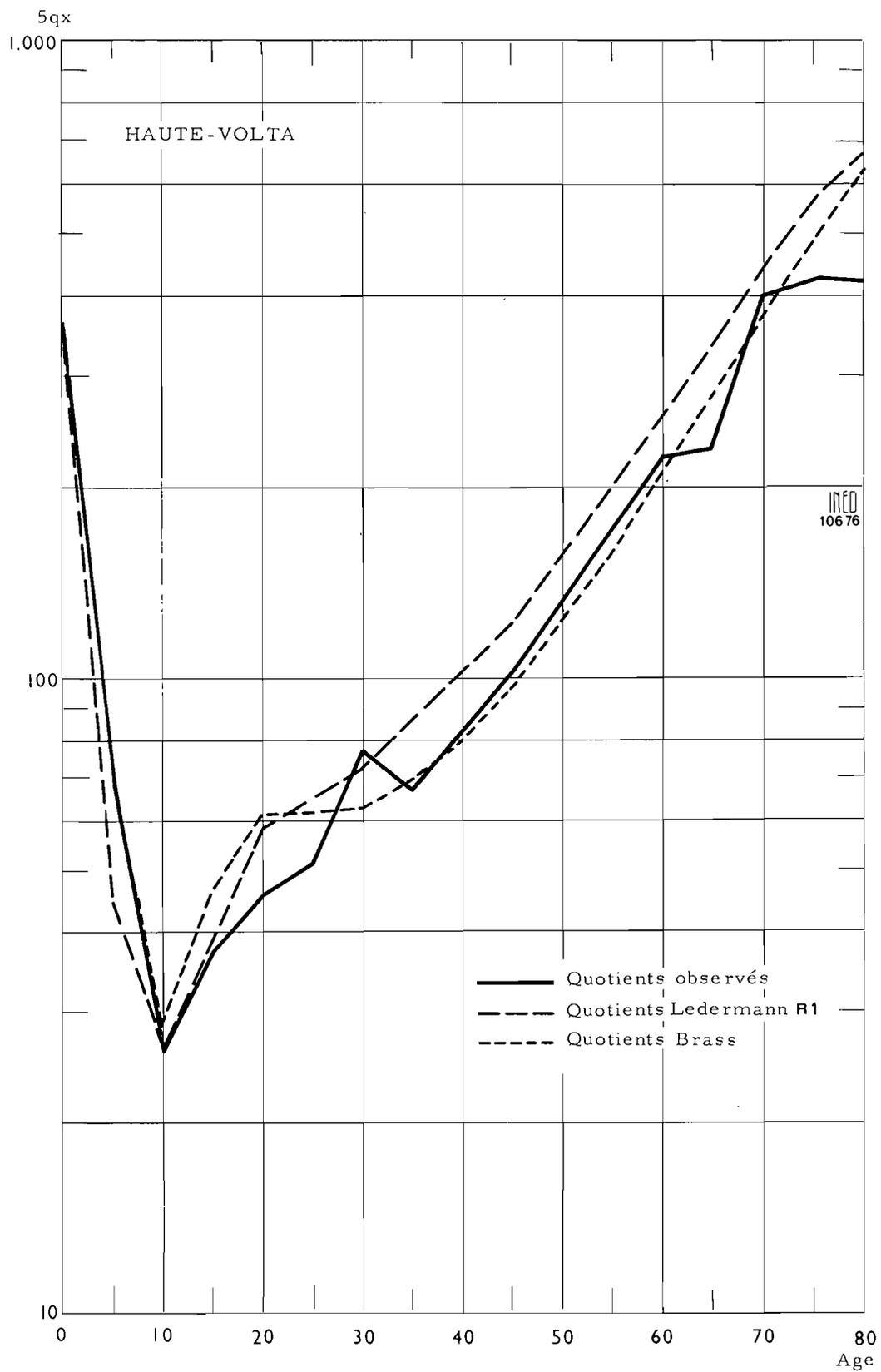
Quel que soit le pays ou le sexe, les ajustement de Brass aboutissent à des espérances de vie à 0 et 5 ans systématiquement inférieures. La mortalité juvénile ne peut donc être seule cause de ces différences.

A cela s'ajoutent des écarts importants entre espérances de vie à la naissance de chaque sexe (F-H). Tandis qu'ils varient, d'après les ajustements de Brass, dans les intervalles $-0,95 \dots + 5,03$ ans et $-2,42$ ans $\dots + 4,57$ ans, respectivement pour E0 et E5 ; les limites de variations données par le modèle de Ledermann sont plus rapprochées et ne comportent que des valeurs positives : E0(2,24 ans \dots 3,70 ans) ; E5(2,02 ans \dots 3,22 ans).

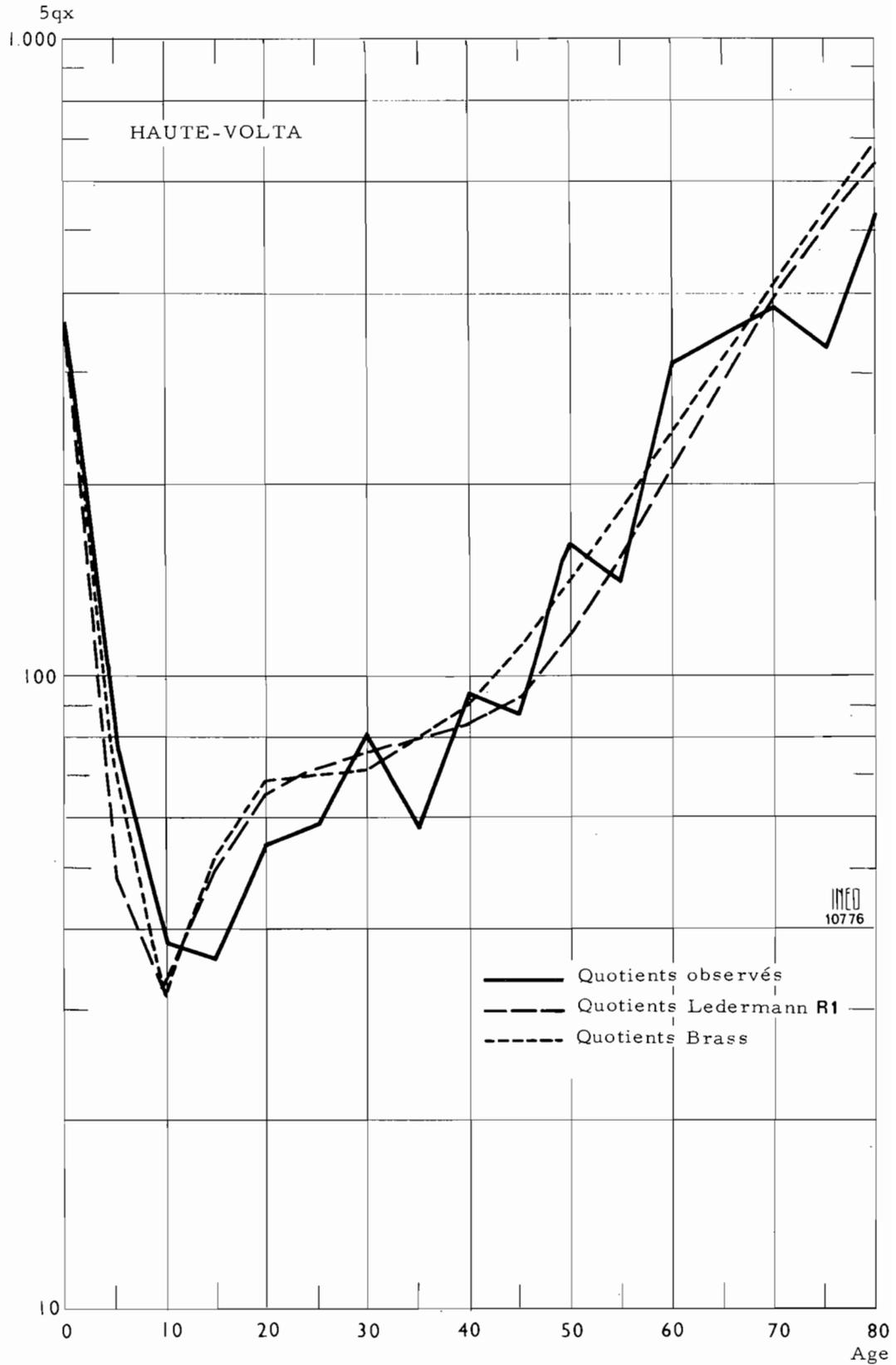
En résumé, le problème majeur soulevé par l'emploi du modèle de Ledermann est qu'il suppose une mortalité par sexe conforme à celle du modèle, les indices d'entrée étant ici ceux qui sont observés sur l'ensemble de la population. Or, cette condition ne paraît pas réalisée pour les données africaines, d'après lesquelles la surmortalité des hommes est non seulement un phénomène très variable, mais parfois même inexistant.

2.6. CONCLUSION

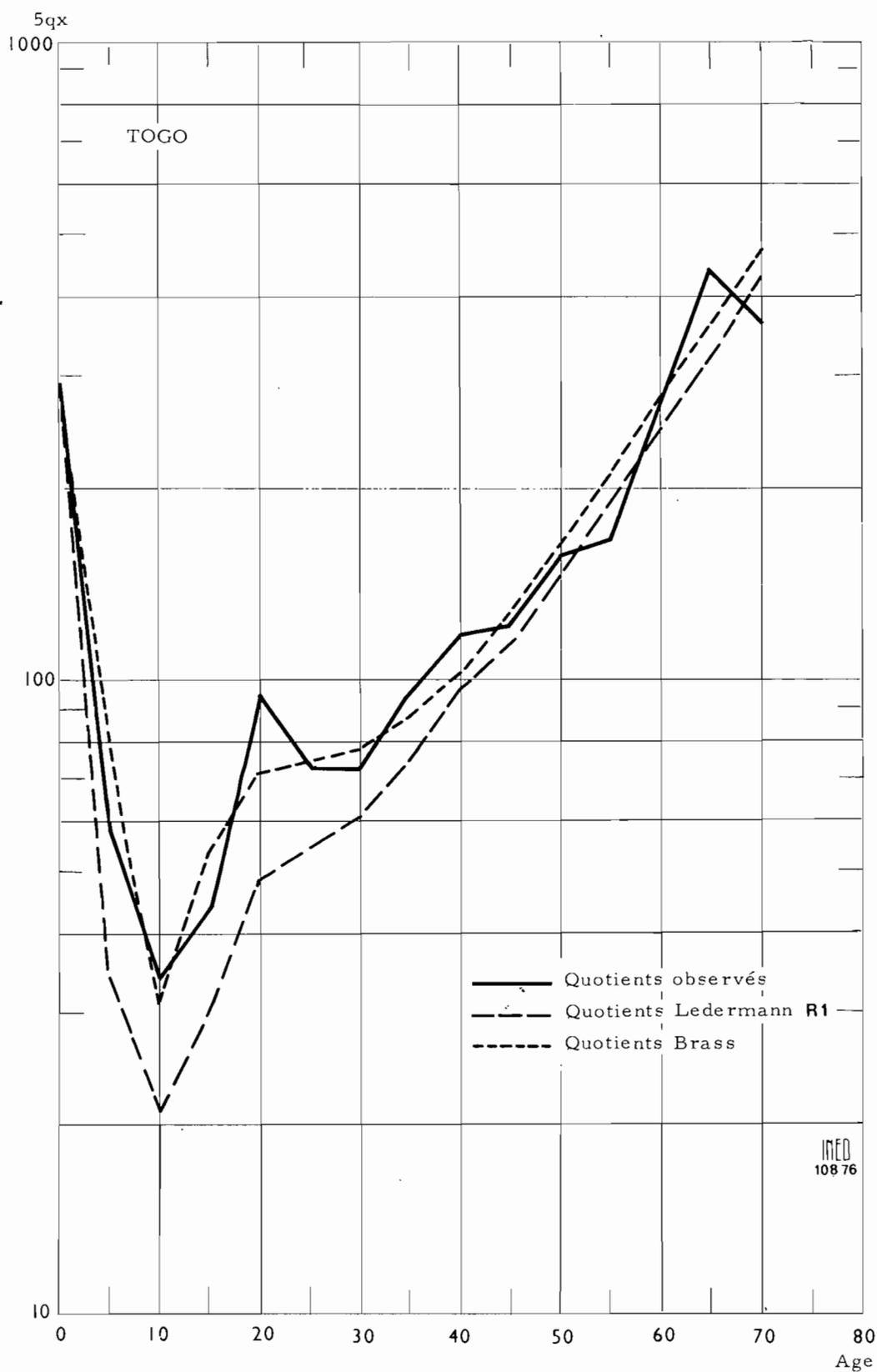
Ce bref résumé sur les modèles de mortalité a montré que le principal obstacle pour comparer une table observée à celle d'un modèle, résidait dans la non disponibilité des données d'entrée. Seule la méthode de W. Brass échappe à cette critique, dans la mesure où la connaissance de quelques valeurs de la courbe de survie suffit (avec plus ou moins de précision) à déduire les pente et niveau de la mortalité observée. Il n'est cependant pas rare de ne disposer d'aucun élément de cette courbe. Dans ce cas, on emploie des techniques très diverses qui seront décrites en troisième partie.



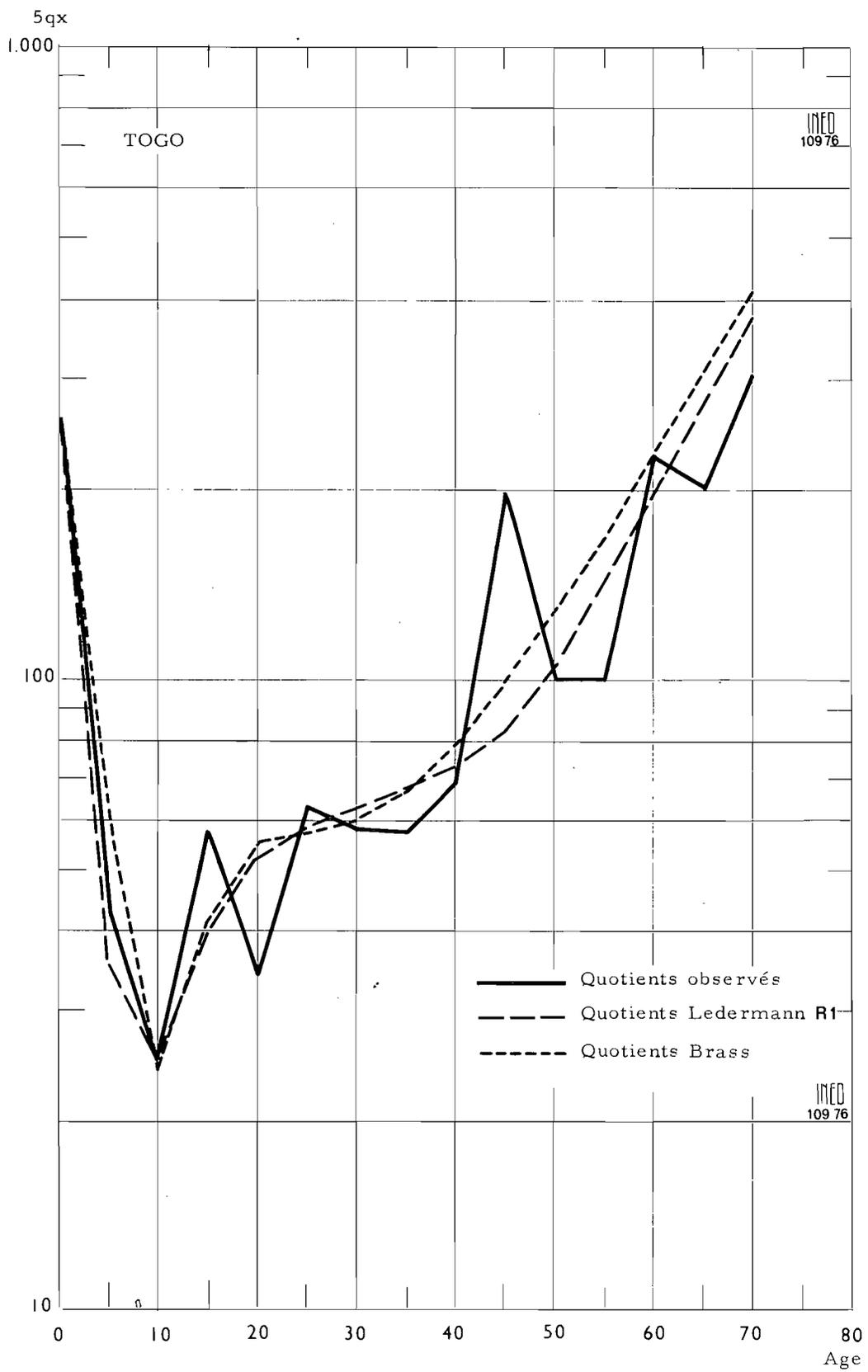
Graphique 2.6. -- Quotients de mortalité par âge
2.6.a Haute Volta Hommes



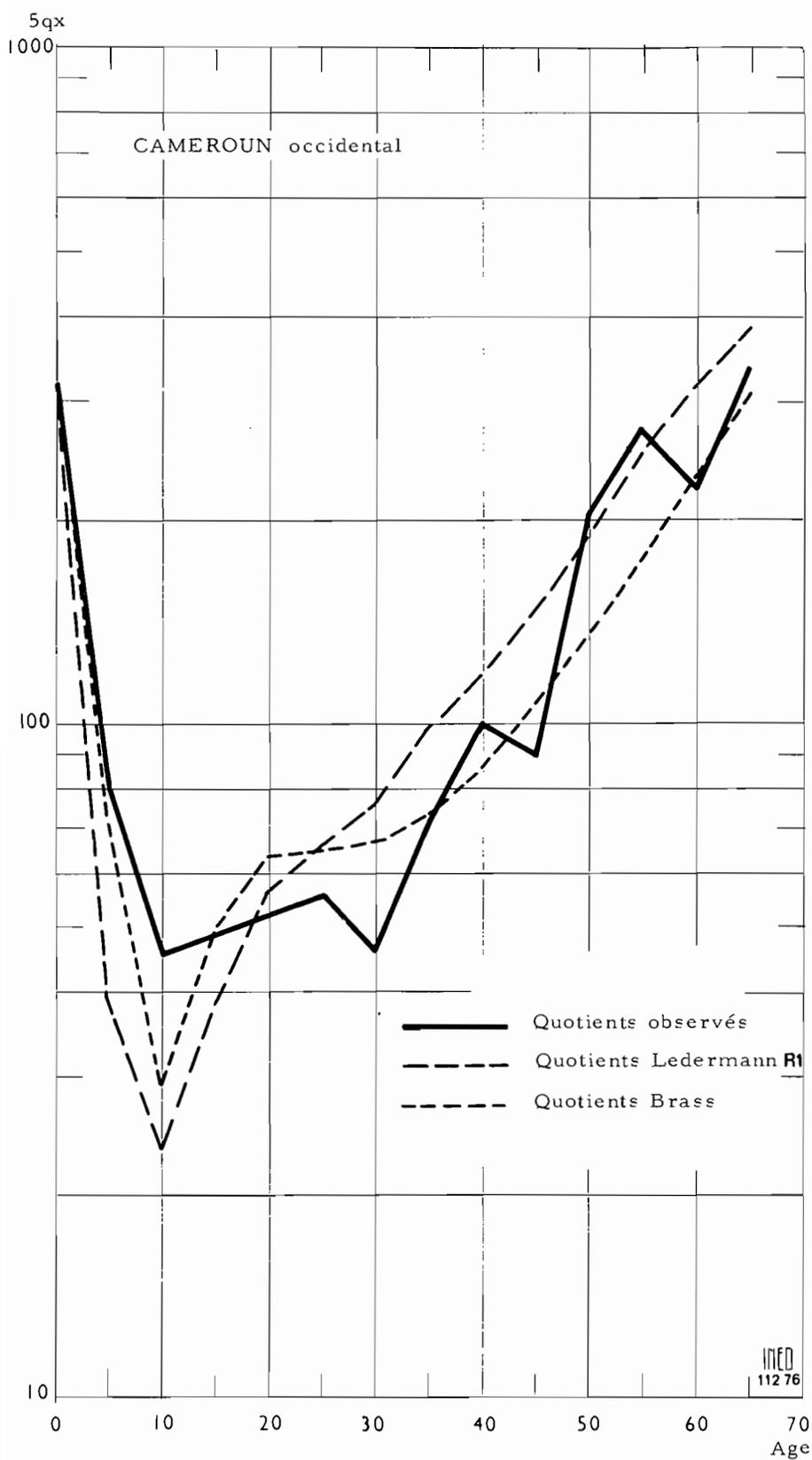
Graphique 2.6. - Quotients de mortalité par âge
2.6.a Haute Volta Femmes



Graphique 2.6. — Quotients de mortalité par âge
2.6.b Togo Hommes

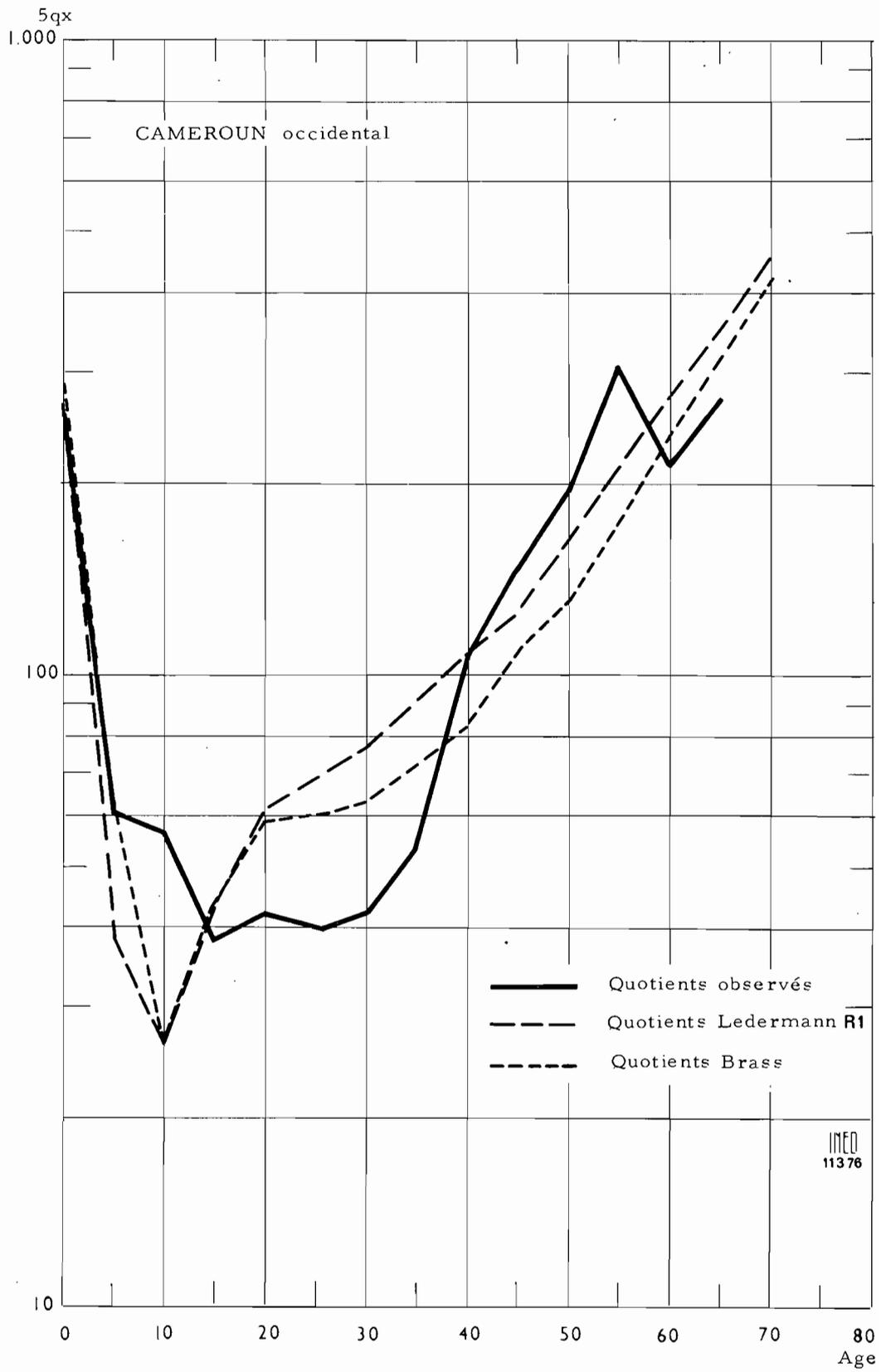


Graphique 2.6. - Quotients de mortalité par âge
2.6.b Togo Femmes

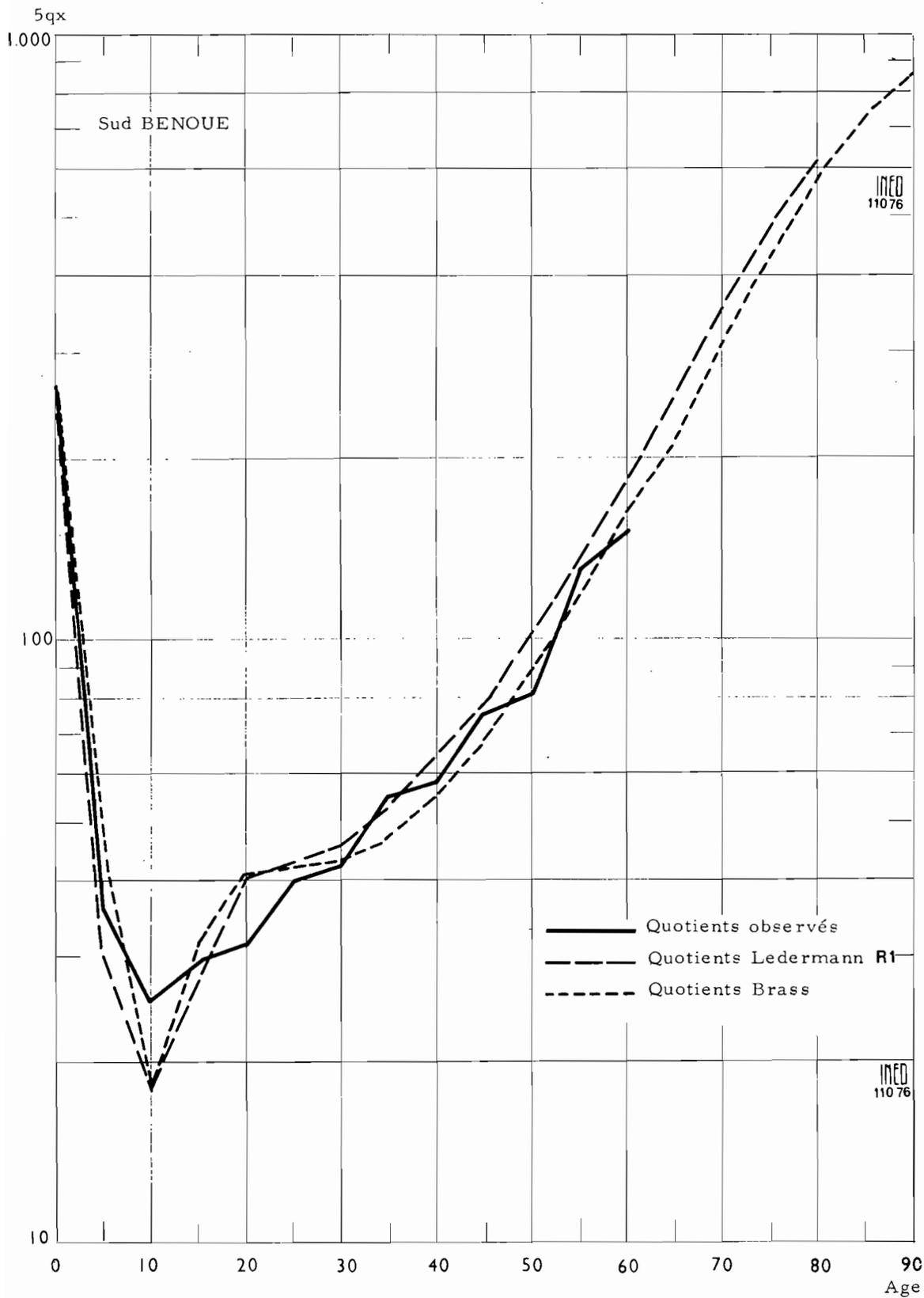


Graphique 2.6. - Quotients de mortalité par âge
2.6.c Cameroun occidental Hommes

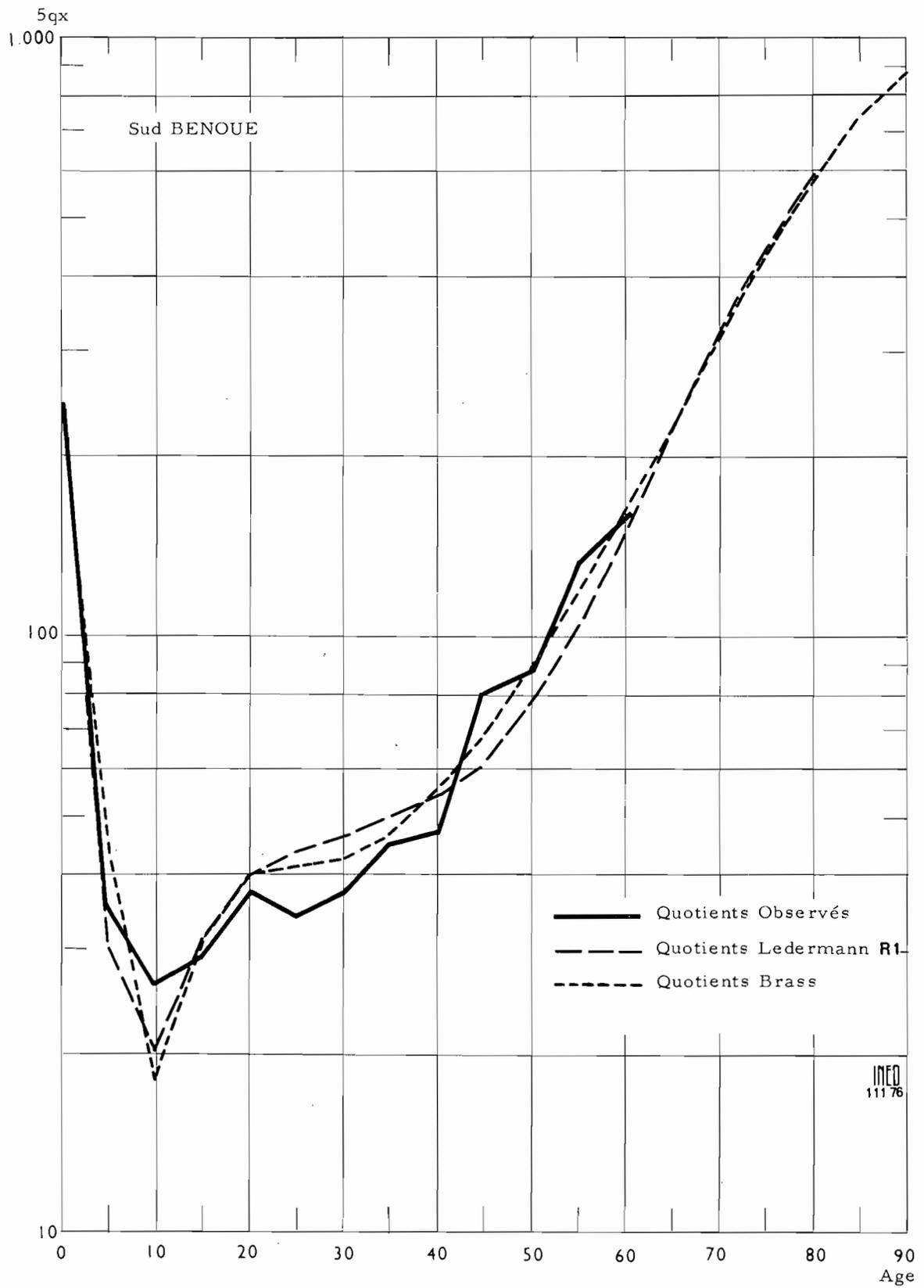
INED
11276



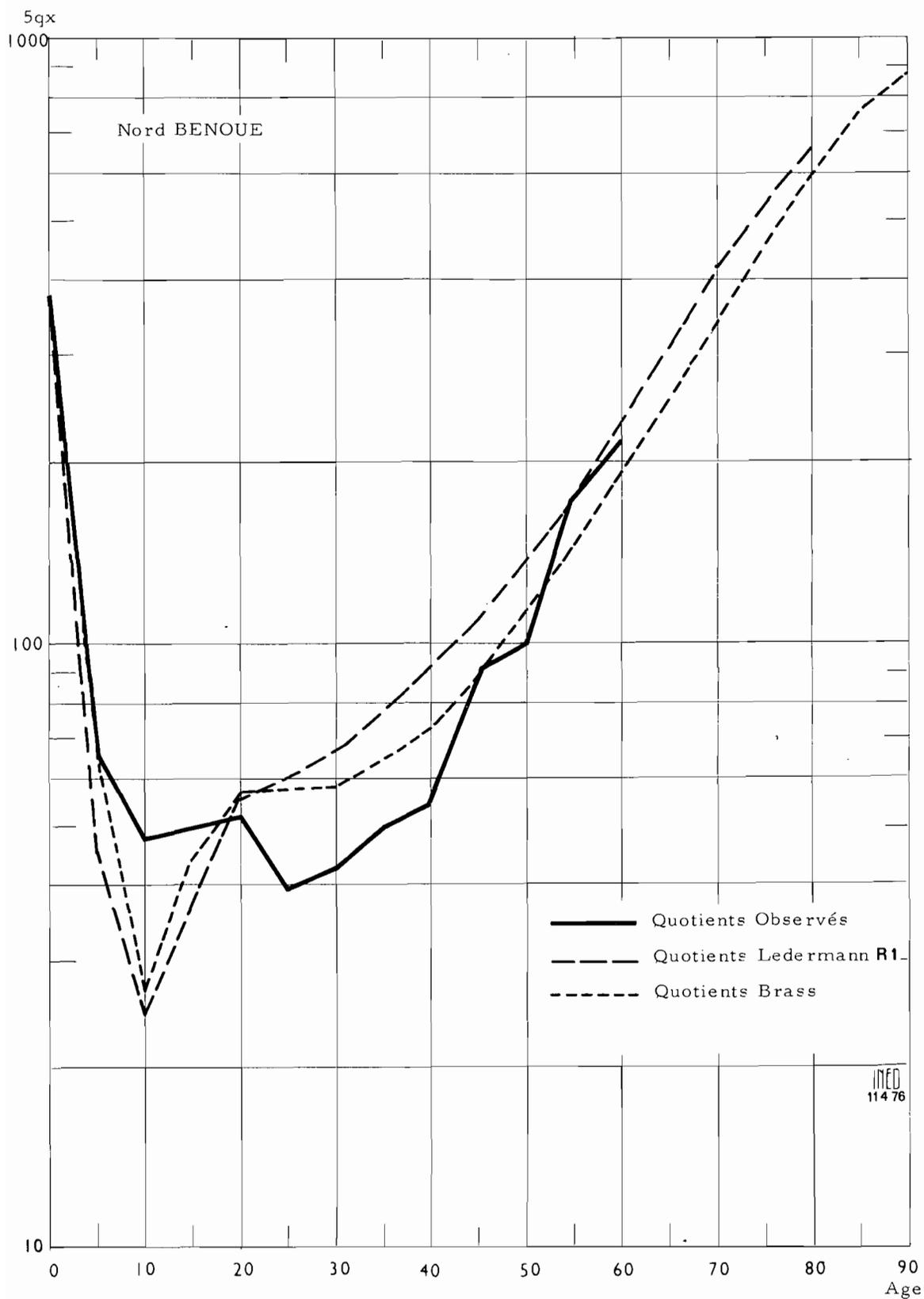
Graphique 2.6. - Quotients de mortalité par âge
2.6.c Cameroun occidental Femmes



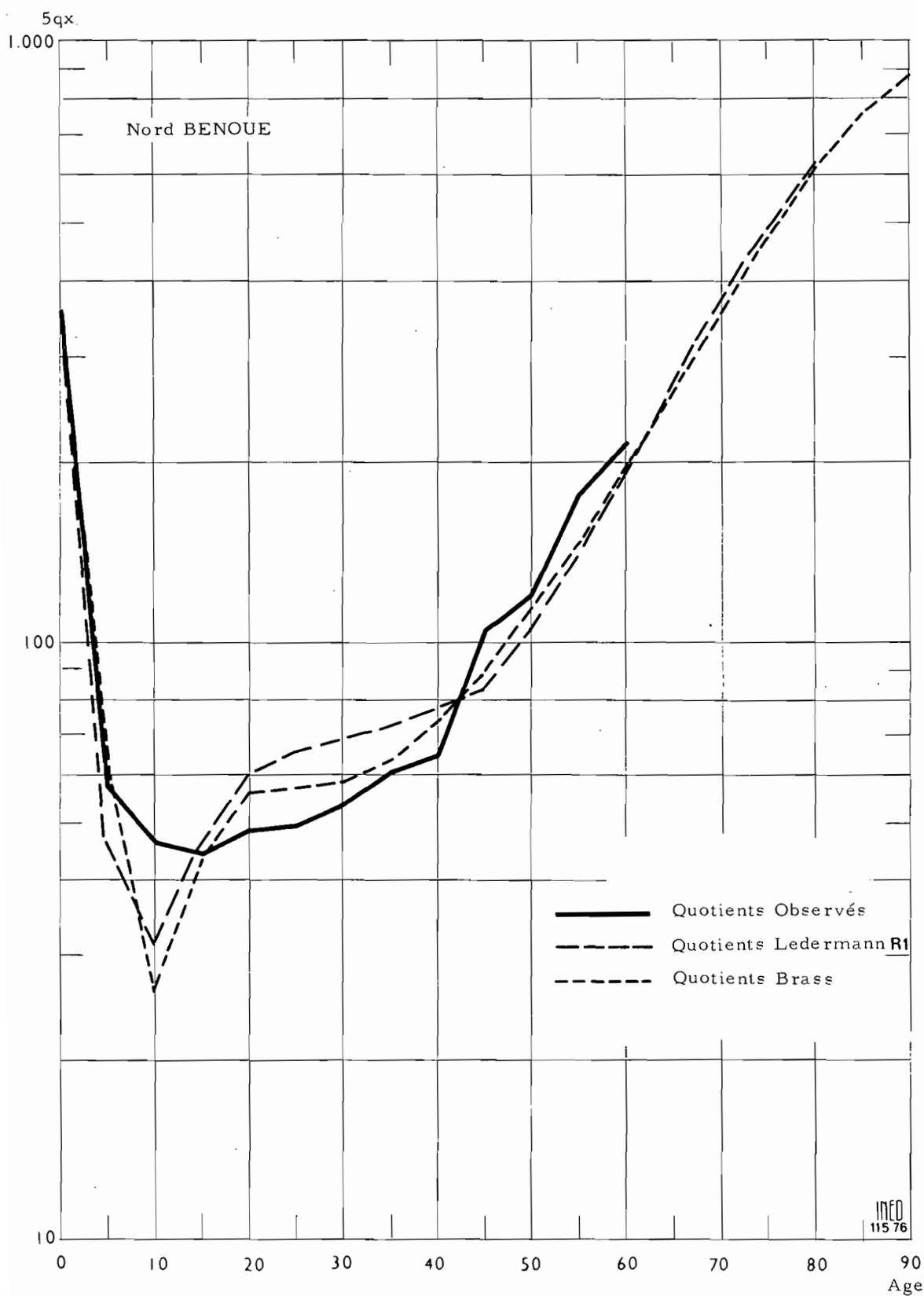
Graphique 2.6. - Quotients de mortalité par âge
2.6.d Sud Bénoué Hommes



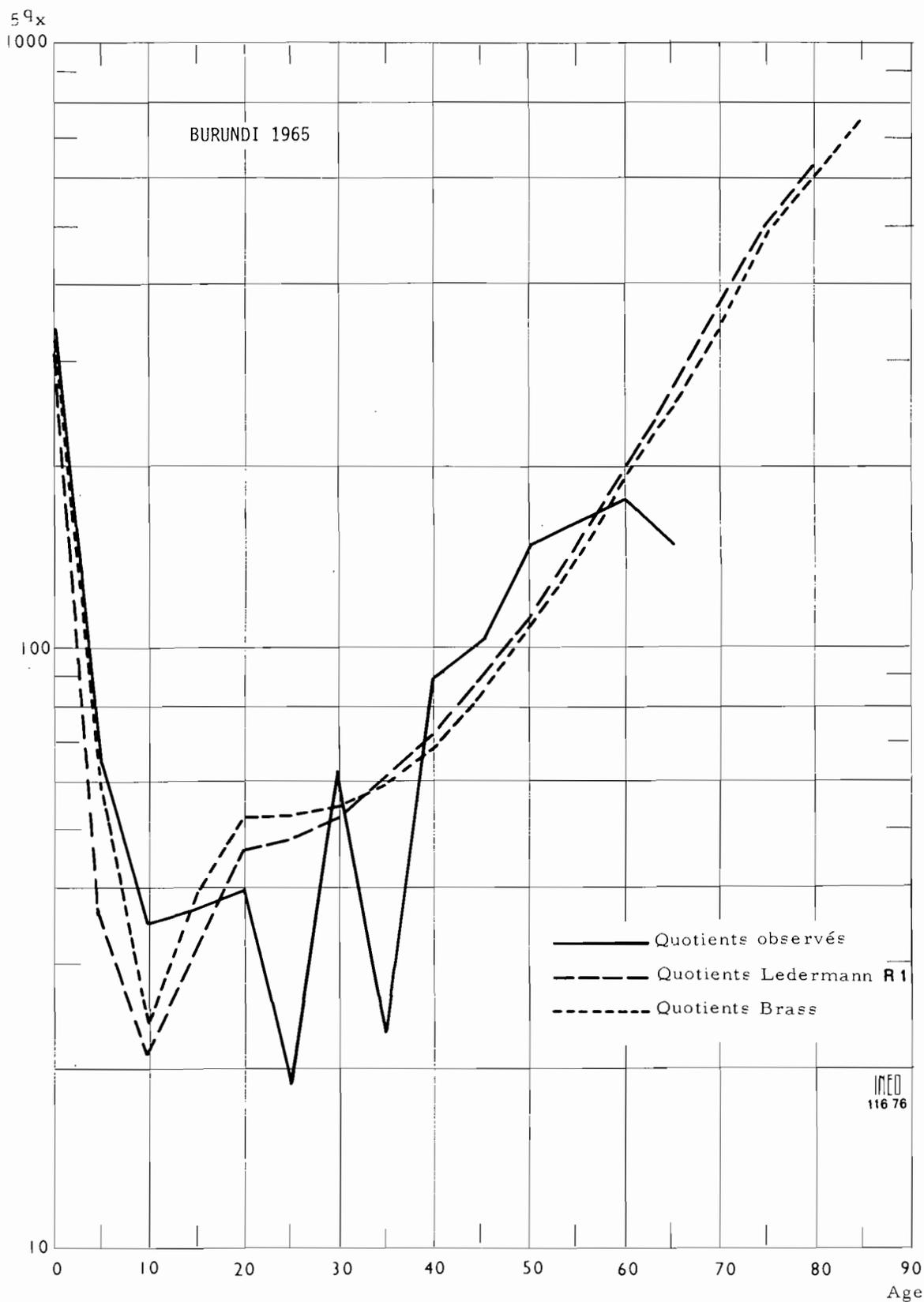
Graphique 2.6. - Quotients de mortalité par âge
2.6.d Sud Bénoué Femmes



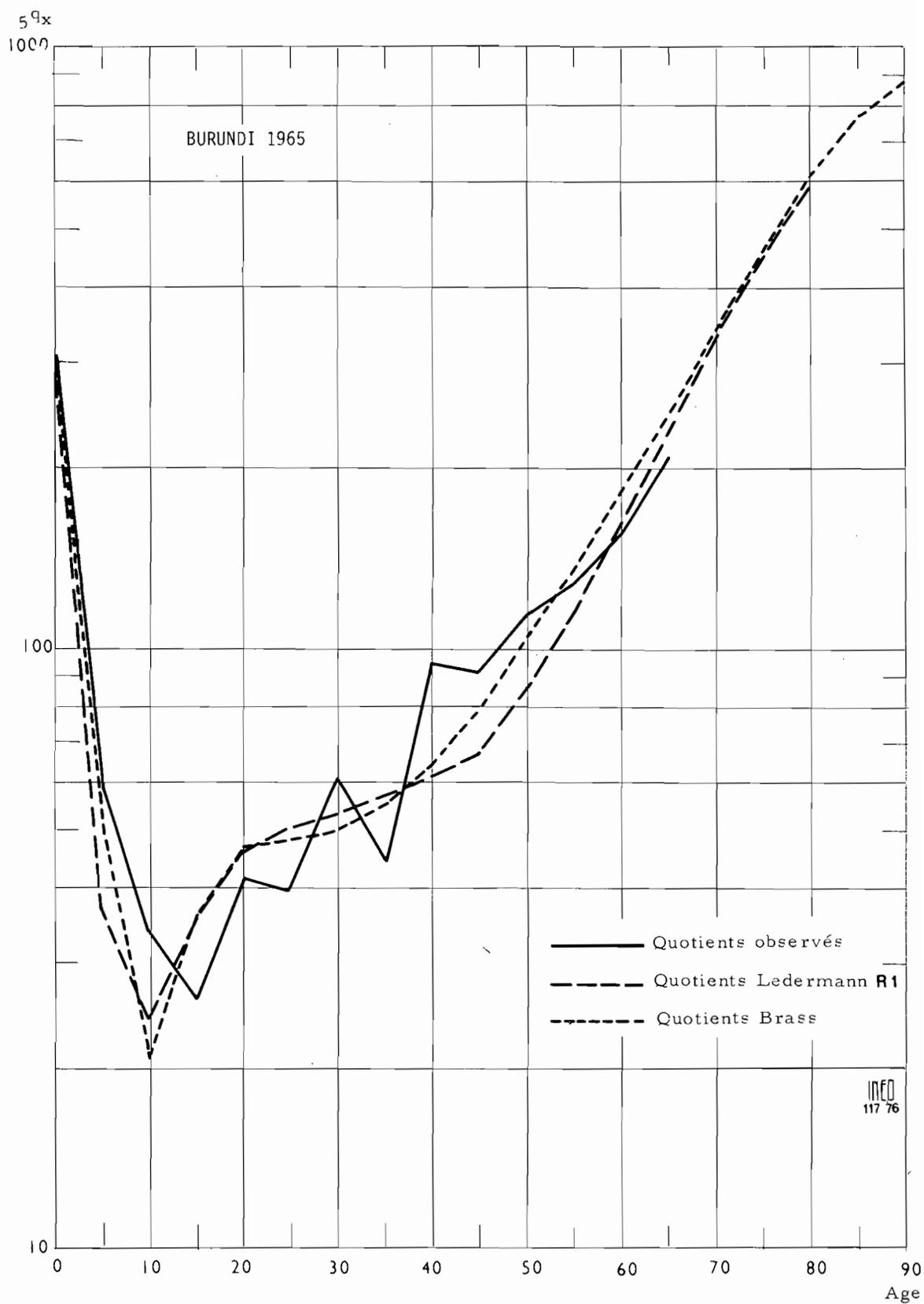
Graphique 2.6. — Quotients de mortalité par âge
2.6.e Nord Bénoué Hommes



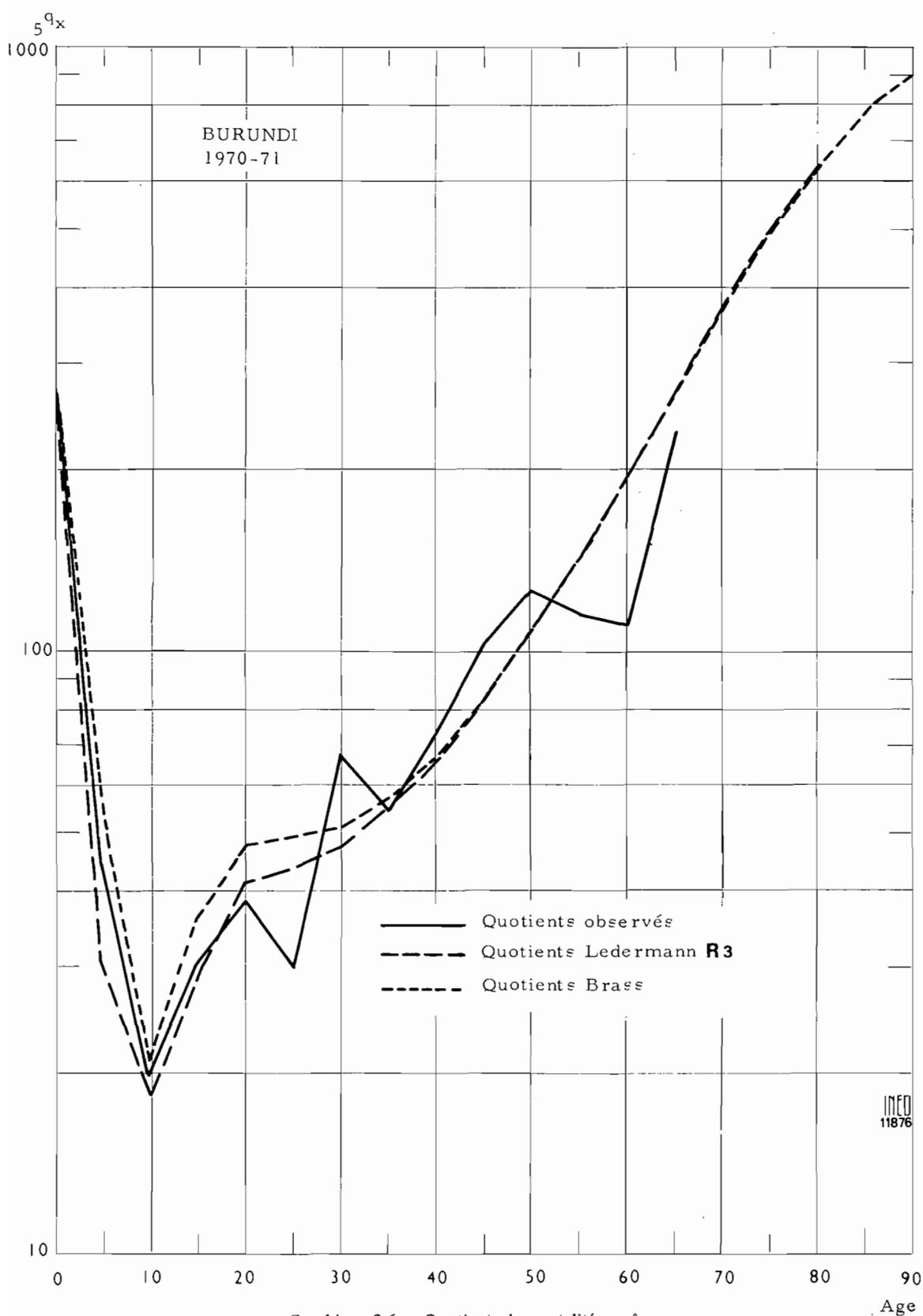
Graphique 2.6. — Quotients de mortalité par âge
2.6.e. Nord Bénoué Femmes



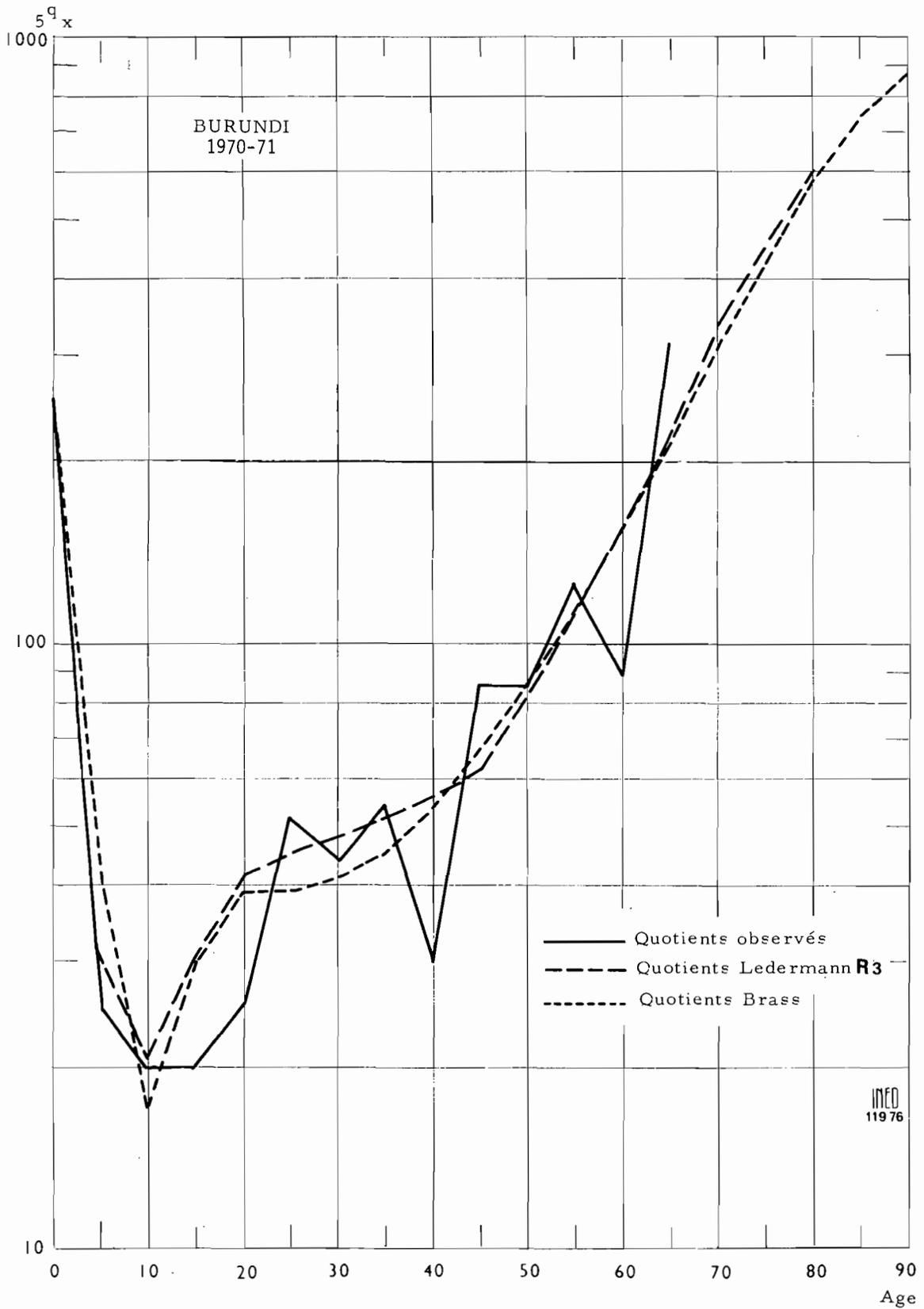
Graphique 2.6. - Quotients de mortalité par âge
 2.6.f Burundi 1965 Hommes



Graphique 2.6. — Quotients de mortalité par âge
2.6.f Burundi 1965 Femmes



Graphique 2.6. - Quotients de mortalité par âge
2.6.g Burundi 1971 Hommes



Graphique 2.6. - Quotients de mortalité par âge
2.6.g Burundi 1971 Femmes

TROISIÈME PARTIE

Les méthodes d'estimation

En première partie, les différents procédés d'analyse applicables aux données de qualité suffisante, ont été énumérés. De telles données étant rares en Afrique, des modèles de mortalité ont été établis. Leur utilisation suggérée en deuxième partie suppose que les indices d'entrée, nécessaires à l'estimation de la structure de mortalité, soient disponibles.

Pour les cas (fréquents) où ces indicateurs ne sont pas connus, nous présenterons dans cette troisième partie diverses méthodes d'évaluation. Ces techniques ont été élaborées de façon empirique ; de ce fait elles ne doivent pas être considérées comme achevées mais davantage comme des procédés perfectibles.

3.1. ESTIMATION DE LA MORTALITE A PARTIR DU TOTAL DES DECES ANNUELS ET D'UNE REPARTITION DES EFFECTIFS PAR AGE.

Ce procédé consiste à appliquer à la répartition par âge observée, la série des taux de mortalité de tables types dont on fait varier le niveau. La table donnant la somme annuelle de décès la plus proche de celle qui avait été observée sera considérée comme la plus représentative de la mortalité de la région étudiée.

Lors de l'enquête nationale de Haute-Volta, en 1960-61, avaient été enregistrés 67695 décès annuels masculins. En se servant du modèle sud de Princeton, on obtient respectivement 62985 et 68541 décès avec les niveaux 8 et 7. On retiendra donc le niveau 7, qui donne une espérance de vie à la naissance proche de 34 ans.

Si, dans un second temps, les mêmes calculs sont faits à l'aide du modèle nord, comme l'indique le tableau 3.1., le solde le plus proche est obtenu avec le niveau 8 (espérance de vie peu différente de 34 ans).

Tableau 3.1.

Décès masculins par groupe d'âges selon le modèle, le niveau utilisé.

Groupe d'âges	Modèle sud		Modèle Nord	
	Niveau 7	Niveau 8	Niveau 7	Niveau 8
-1	23 377	21 567	23 468	21 164
1-4	17 102	15 284	14 629	13 109
5-9	3 267	2 948	5 398	4 866
10-14	964	878	1 649	1 499
15-19	1 235	1 110	1 485	1 378
20-24	1 531	1 398	1 737	1 604
25-29	1 706	1 558	2 050	1 886
30-34	1 287	1 178	1 627	1 493
35-39	1 575	1 454	2 060	1 885
40-44	1 335	1 232	1 730	1 589
45-49	1 669	1 551	2 179	2 003
50-54	1 442	1 351	1 774	1 644
55-59	1 702	1 600	2 026	1 872
60-64	1 860	1 748	2 030	1 885
65-69	2 564	2 418	2 703	2 522
70 et +	5 925	5 710	5 950	5 705
Ensemble	68 541	62 985	72 495	66 104

Haute-Volta : Décès observés 67 695.

Les taux de mortalité de la Haute-Volta sont plus proches de ceux du modèle nord à 5-9, 15-19 ans et entre 35 et 50 ans. A l'inverse, pour 0, 1-4 et 20-29 ans, ils diffèrent peu de ceux du modèle sud (tableau 3.2 et graphique 3.1). Enfin, aux âges élevés (60 ans et plus), la courbe observée se distingue des deux modèles.

Souvent, les modèles de Princeton s'adaptent mal aux tables africaines. La méthode qui vient d'être décrite est donc utile pour évaluer un niveau de mortalité (espérance de vie à la naissance) ; il est par contre dangereux de l'utiliser afin de déterminer la table-type correspondant à la mortalité de la région étudiée.

Il faut par ailleurs rappeler que cette méthode suppose que le nombre total de décès est convenablement enregistré, ce qui est assez dangereux quand on sait que la mortalité infantile provoque près de la moitié des décès et que les défauts d'enregistrements sont très fréquents avant 1 an.

Tableau 3.2
Haute-Volta (Hommes)
Taux de mortalité observés et taux selon le modèle, le niveau.

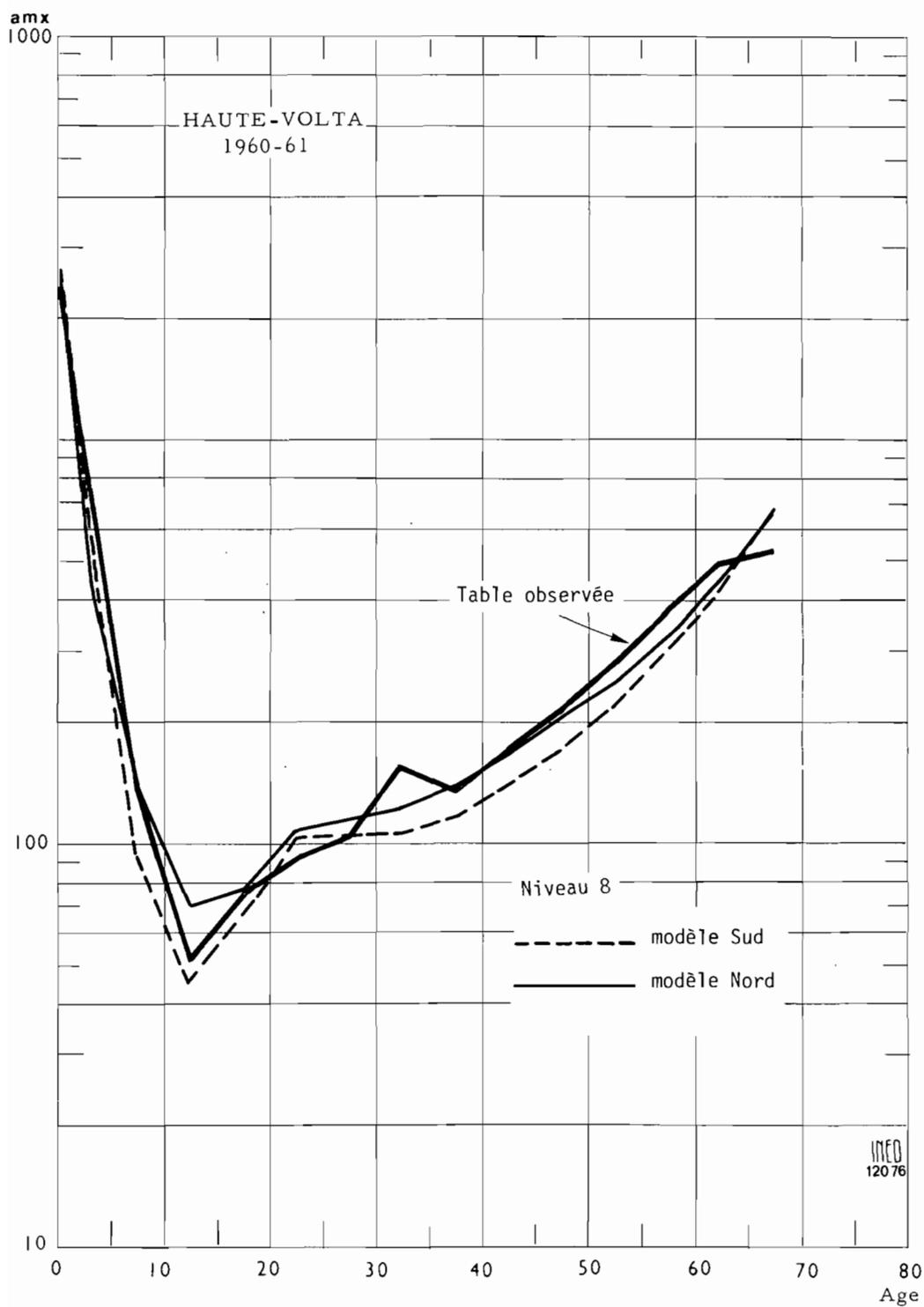
Groupe d'âges	Table observée	Modèle Sud Niv. 7	Modèle Nord Niv. 8
-1	216,1	255,7	231,5
1-4	61,5	57,4	44,0
5-9	14,2	9,2	13,7
10-14	5,2	4,5	7,0
15-19	7,6	6,9	7,7
20-24	9,2	10,4	10,9
25-29	10,5	10,4	11,5
30-34	15,8	10,6	12,3
35-39	13,6	11,7	14,0
40-44	17,1	14,2	16,9
45-49	21,5	17,0	20,4
50-54	28,0	22,2	25,3
55-59	37,8	30,0	33,0
60-64	49,3	44,8	45,4
65-69	51,3	66,5	65,4
70 et +	—	142,7	137,4

3.2. ESTIMATION DE LA MORTALITE A PARTIR DES REPARTITIONS PAR AGE DE DEUX RECENSEMENTS OU ENQUETES.

La technique consiste à comparer les effectifs de chaque groupe de générations à 5 ou 10 ans d'inter-

Tableau 3.3
Sénégal, probabilités intercensitaires de survie. Probabilités décennales entre les enquêtes nationales de 1960-61 et 1970-71 (1).

Age à la première enquête.	Hommes	Femmes
0-4	0,7174	0,7119
5-9	0,6904	0,8496
10-14	0,8756	1,4569
15-19	1,1190	1,1597
20-24	1,0432	0,9466
25-29	0,8872	0,6944
30-34	0,8898	0,8166
35-39	0,8437	0,6695
40-44	0,9308	0,8685
45-49	0,7584	0,7165
50-54	0,7963	0,8122
55-59	0,6901	0,6883
60-64	0,7548	0,6159
65-69	0,6028	0,4676
70 et +	0,3795	0,2222



Graphique 3.1. -- Taux de mortalité par âge. Haute Volta 1960-61.

valle, selon la durée intercensitaire. De cette confrontation peuvent être tirées les probabilités de survie sous réserve que :

- la population observée soit fermée ou du moins que son solde migratoire soit négligeable.
- les deux collectes qui servent de base aux calculs ne comportent pas d'omission ou bien que le taux de sous-déclaration soit identique aux deux relevés et indépendant de l'âge et du sexe.

L'exemple du Sénégal, tableau 3.3 donne, pour quatre groupes d'âges, des résultats absurdes (supérieurs à l'unité), une évolution incohérente des probabilités avec l'âge et enfin des valeurs fréquemment supérieures pour les hommes.

On peut imputer la plupart de ces anomalies à une mauvaise déclaration des âges. Le procédé d'ajustement repose sur le principe de la compensation des erreurs d'âge. En se fondant sur les effectifs cumulés, ces distorsions devraient être en grande partie éliminées. Mais les perturbations dues aux migrations ne peuvent pas l'être en l'absence de données sur leur solde net par âge.

3.2.1. Estimation de la mortalité à partir des effectifs cumulés.

L'ajustement consiste à projeter la population à la date du second recensement, en se servant des effectifs de la première collecte, auxquels on applique les probabilités décennales de survie de tables-types. Il conviendra au préalable de choisir le modèle susceptible de convenir le mieux à la mortalité de la région observée.

En faisant varier le niveau de mortalité, on obtient une série de populations théoriques dont les répartitions cumulées par le bas (T_x = effectifs de x années et plus) seront comparées à celle qui a été relevée lors de la seconde collecte. Par interpolation linéaire, on calcule le niveau correspondant à chaque $T(x)$ observé.

Tableau 3.4

Sénégal : Niveau de mortalité selon le sexe, l'âge.

Groupe d'âges x et plus T(x)	Modèle Ouest	
	Hommes	Femmes
T(0)	6,65	7,38
T(5)	9,54	10,88
T(10)	16,57	13,49
T(15)	18,40	7,30
T(20)	16,09	4,30
T(25)	14,54	3,07
T(30)	15,31	5,54
T(35)	16,59	5,95
T(40)	18,53	9,61
T(45)	18,12	9,34
T(50)	21,46	12,07
T(55)	22,70	11,68
T(60)	> 23	12,46
T(65)	"	12,79
T(70)	"	14,20

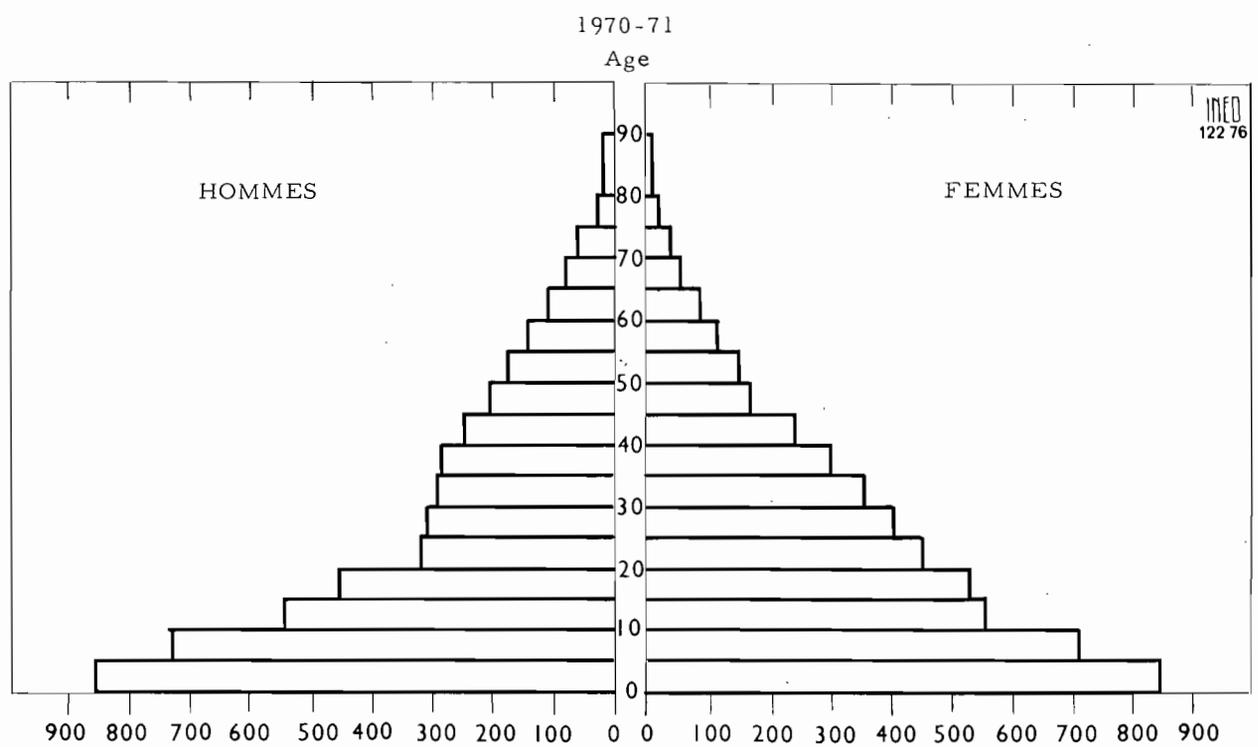
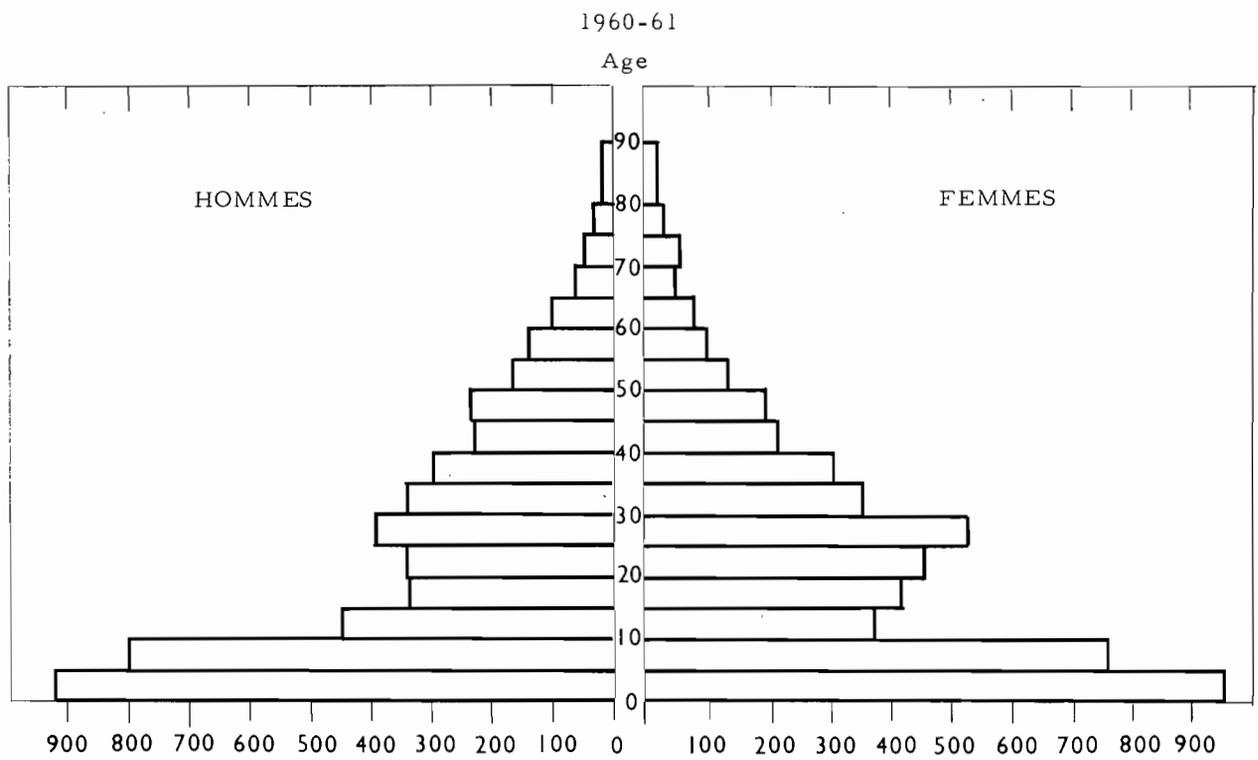
Comparativement à la mortalité du modèle ouest, la structure sénégalaise semble se distinguer par une mortalité, forte aux âges jeunes et faible aux âges élevés.

A partir de 10 ans, les niveaux féminins sont constamment inférieurs à ceux des hommes. Si l'on se rapporte à la méthode préconisée dans le manuel IV des Nations Unies (choisir le niveau médian des neuf premiers niveaux), on obtient les niveaux 16,09 et 7,30 respectivement pour les hommes et femmes, auxquels correspondent des espérances de vie à la naissance de 54,35 et 35,75 ans.

Ces résultats, bien sûr inacceptables, montrent combien cette méthode doit être utilisée avec précaution, c'est à dire en tenant compte des hypothèses qu'elle implique.

(1) cf. Annexes 5A ; 5B : Répartition de la population sénégalaise par âge et sexe.

Graphique 3.2. – Niveau de mortalité estimé selon l'âge (T_x). Modèle Ouest.



Graphique 3.3. - Pyramides des âges. Pour 10 000 personnes. Sénégal 1960-61 et 1970-71.

Dans notre exemple, en plus des problèmes liés aux erreurs sur l'âge et à la conformité de la mortalité à un modèle, s'ajoutent trois causes possibles d'erreurs :

1 – des taux d'omission variables d'une collecte à l'autre. L'amélioration progressive de la collecte est systématiquement négligée.

2 – les estimations des effectifs sont entachées d'une certaine imprécision liée au type d'enquête (par sondage). Pour cette raison ; il est préférable de se servir de données de recensements. Malheureusement pour les rares pays africains francophones(1) ayant eu deux recensements (Gabon, Togo), on observe des durées intercensitaires de 9 ou 11 ans, ce qui oblige à procéder à des ajustements préalables de manière à avoir deux structures de population à 5 ou 10 ans d'intervalle. De fait, la précision s'en trouve affectée.

3 – Dans chaque groupe de générations, les migrations qui ont eu lieu entre les deux enquêtes peuvent contribuer à rendre incomparables les données des deux collectes.

En résumé, les résultats obtenus à l'aide de deux répartitions par âge, sont souvent de mauvaise qualité pour les diverses raisons qui viennent d'être exposées. Dans la mesure où l'on ne dispose que de ces données pour estimer la mortalité, on peut suggérer d'ajuster les quotients intercensitaires observés en se servant des tables types Nations Unies ou Princeton.

Soit deux recensements séparés de 10 ans. On en déduit entre autres la probabilité de décéder entre 5-9 et 15-19 ans révolus. Cette valeur peut être rapprochée des quotients ${}_5Q_5$ ${}_5Q_{10}$ ${}_5Q_{15}$ d'une table type. Il suffit pour cela de calculer (Nations Unies) ou de disposer (Princeton) des répartitions par âge de populations stationnaires (selon le niveau de mortalité).

Chaque quotient intercensitaire permettra donc d'estimer les quotients de la table de 3 groupes d'âges consécutifs. Autrement dit, on aura pour chaque intervalle d'âges exacts 3 quotients "types" estimés dont on retiendra la moyenne. Pour plus de détails sur cette méthode on pourra se reporter à l'étude faite sur la Tunisie et l'Algérie (2).

3.3. ESTIMATION DE LA MORTALITE A PARTIR DES DONNEES D'UN RECENSEMENT ET DU TAUX INTERCENSITAIRE D'ACCROISSEMENT.

La démonstration précédente a établi l'incomparabilité des pyramides sénégalaises de 1960-61 et 1970-71. Le graphique 3.3. qui les représente indique :

- une plus grande régularité des répartitions de la seconde collecte,
- une population plus proche d'un état stable (surtout d'après les effectifs féminins).

La méthode portera donc uniquement sur l'étude des répartitions de la dernière enquête.

Une population stable se définit par un taux d'accroissement, résultant de taux de fécondité et mortalité constants. A. Lotka a montré qu'une population remplissant ces conditions atteignait une structure stable définie par son accroissement, sa fécondité et sa mortalité, et indépendante de la structure originelle (3).

Les tables de Princeton donnent, par modèle et niveau de mortalité, les structures types de populations stables dont le taux d'accroissement est compris entre – 10 et 50 ‰.

Connaissant les taux intercensitaires d'accroissement que nous supposerons naturel, la méthode d'approche se résume à :

- Interpoler à partir des tables, les populations stables types ayant un taux d'accroissement identique et un niveau de mortalité variable.

(1) Pays d'Afrique Noire.

(2) Cf. Congrès Régional Africain de population ; Accra, 9 - 18 décembre 1971. A. Nizard, T. Locoh, J. Vallin : "Essai d'estimation de la mortalité maghrébine à travers les derniers recensements.

(3) B. Pichat et Coale ont montré que la mortalité variant seule modifiait peu l'état stable.

– comparer les répartitions cumulées à partir du haut (Cx) qui ont été observées, à celles des modèles et de là, par interpolation, déduire pour chaque âge le niveau de mortalité correspondant aux Cx observés.

Pour illustrer cette méthode, nous nous servons des données féminines, sénégalaises de 70-71 ; et du taux d'accroissement intercensitaire (19,4 ‰).

Tableau 3.5

Niveau de mortalité féminine estimé par les populations stables (Sénégal 1970-71) (Modèle ouest)

Groupe d'âges x, x + 4	Répartition observée cumulée Cx	Niveau de mortalité	Effectifs stables, niv. 7 r = 19,4 ‰	Effectifs observés
0-4			322 957	315 490
5-9	1 651	7,79	259 512	267 390
10-14	3 050	6,97	226 834	209 220
15-19	4 145	8,08	198 170	199 240
20-24	5 188	7,90	171 225	171 450
25-29	6 085	7,86	146 764	151 730
30-34	6 879	7,58	124 596	134 680
35-39	7 584	7,03	105 296	114 110
40-44	8 181	6,49	88 097	91 830
45-49	8 661	6,17	73 382	64 710
50-54	9 000	6,73	60 005	57 860
55-59	9 303	6,87	47 393	43 950
60-64	9 533	7,28	35 735	35 040
65-69	9 716	7,52	24 652	21 680
70-74	9 829		15 288	15 940
75-79	9 912		7 835	7 660
80 et +	9 952		3 249	9 010
Ensemble	10 000		1910990	1910990

Comparativement à ce qui avait été établi en utilisant les deux collectes, (enquêtes 60-61 et 70-71), cette seconde méthode donne des variations de niveau plus réduites. De plus, on n'observe plus cette augmentation systématique du niveau avec l'âge, pour les plus de 25 ans.

Pour l'ajustement a été retenu le niveau 7 correspondant à C35(1). La comparaison graphique de cette répartition à celle de l'enquête met en évidence des distorsions, constatées fréquemment en Afrique :

- Surestimation des 5-9 ans aux dépens des groupes encadrants.
- Surestimation des 15-40 ans.

Compte tenu des différences qui peuvent exister entre la mortalité observée et celle du modèle ; compte tenu également des erreurs sur l'âge, il paraît difficile d'approcher davantage et la population et la mortalité observées.

3.4. ESTIMATION DE LA MORTALITE D'UN SEXE A PARTIR DE LA MORTALITÉ DE L'AUTRE SEXE.

3.4.1. Première estimation

Pour chaque population stable-type les tables de Princeton donnent le taux de natalité correspondant aux niveau de mortalité et taux d'accroissement. Ainsi, pour la population féminine, d'après le modèle ouest, niveau 7 et un taux d'accroissement naturel de 19,4 ‰ on obtient un taux de natalité de 47 8 ‰ (taux de natalité féminin):

(1) Modèle ouest, niveau 7: $E_0(F) = 35$ ans.

Par ailleurs, les observations faites jusqu'alors suggèrent l'emploi d'un rapport de masculinité à la naissance de 1,03.

Enfin, lors de l'enquête de 1970-71, le rapport de masculinité pour l'ensemble des âges était de 0,9651.

A l'aide de ces trois informations, il est possible d'estimer le taux de natalité masculin, soit :

$$T_n(H) = T_n(F) \cdot 1,03/0,9651 = 51,0 \text{ ‰}$$

La pyramide 1970-71 (graphique 3.3) donne vraisemblance à une hypothèse de stabilité de la population féminine(1). La même supposition sera faite pour les effectifs masculins. Pour ces derniers on retiendra un taux d'accroissement naturel de 18,8 ‰ (estimé à partir des deux collectes). Le niveau masculin de mortalité pourra être évalué à l'aide des modèles de population stable (tables de Princeton). On calculera par interpolation le niveau correspondant à ces deux indices, taux de natalité et d'accroissement. On obtient un niveau masculin de 6,68(2).

Cette méthode présente l'avantage d'être rapide, contrairement à ce qui a été vu auparavant. On peut cependant lui reprocher son manque de précision puisqu'elle utilise ici un taux d'accroissement et un rapport de masculinité vraisemblablement erronés en raison du taux d'omission variable selon le sexe et la date de collecte.

3.4.2. Deuxième estimation

A partir des données de 12 pays d'Afrique, dont le Sénégal, ont été établis des modèles de rapport de masculinité par âge, pour un sex-ratio à la naissance variant de 1,00 à 1,06(3).

En se fondant sur le modèle féminin de population auquel on appliquera ces rapports, il est possible d'obtenir une estimation de la population masculine théorique.

Cette nouvelle population pourra ensuite être rapprochée des populations stables-types afin d'établir un niveau médian de mortalité.

Si les rapports de masculinité correspondaient à des structures de mortalité par sexe adaptées au modèle, on aurait dû obtenir un niveau estimé, constant à tous les âges. On observe ici de légères variations de l'ordre d'un demi-niveau. Les écarts sont donc réduits. Ils dénotent cependant une déviation systématique : forte mortalité aux jeunes âges et à un niveau moindre aux âges élevés.

Comme pour les effectifs féminins, on peut retenir un niveau de mortalité proche de 7.

Cette évaluation infirme donc les résultats de la première évaluation qui indiquaient une sous-mortalité masculine. (cf. 3.2.1.).

On peut estimer la vie moyenne masculine à 32 ans, à laquelle correspond une espérance féminine à la naissance de 35 ans. D'après le modèle ouest, ces valeurs conduisent à des espérances de vie à 5 ans de 44, ans et 46, 6 ans, respectivement pour les hommes et les femmes.

Dans de nombreuses enquêtes on a remarqué une moins bonne qualité des observations faites sur les effectifs masculins. Pour cette raison, la méthode précédente donne une estimation de la mortalité souvent meilleure que celle qui est tirée directement, à partir des effectifs masculins. Il ne faut cependant pas négliger les 2 hypothèses qu'elle implique :

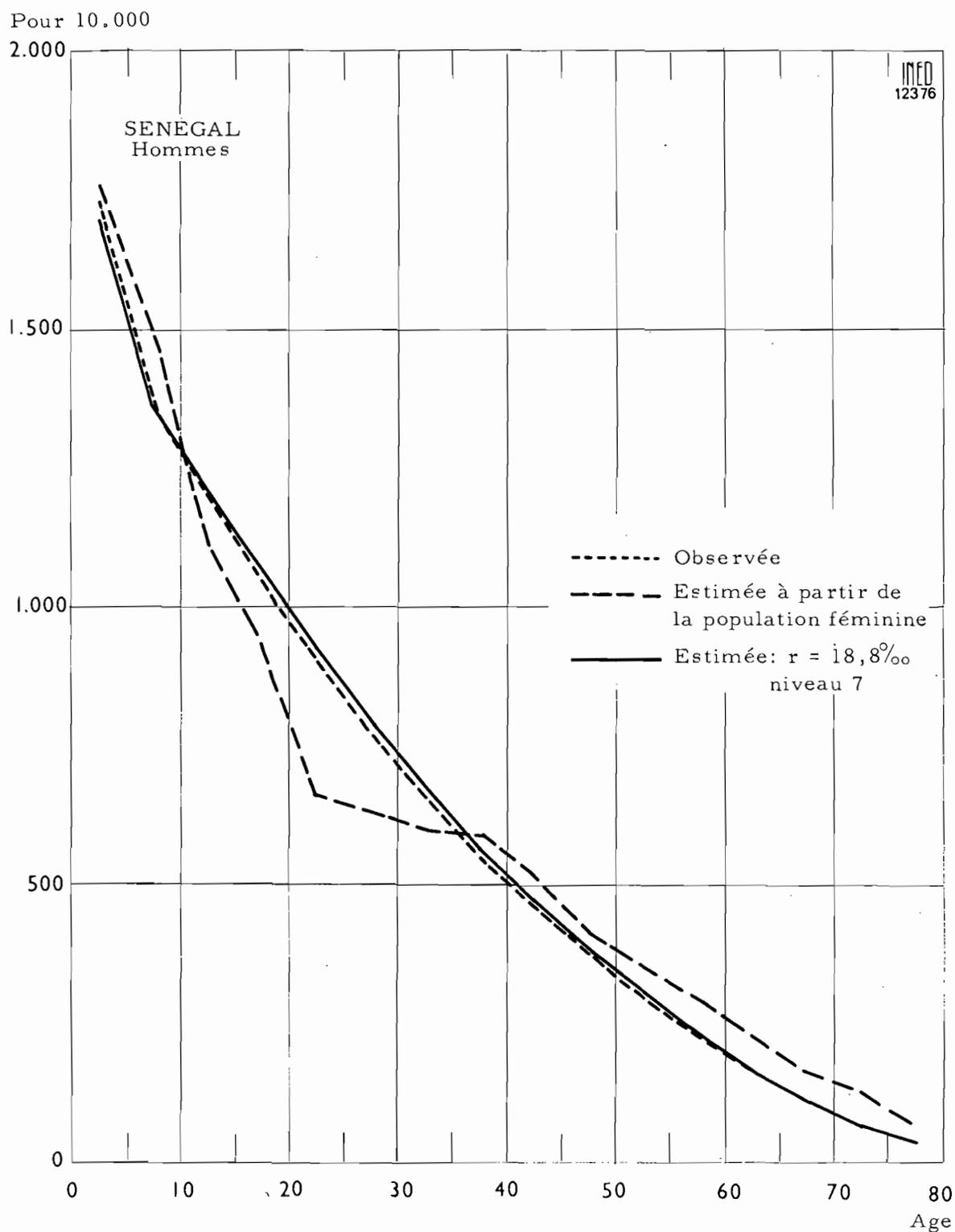
- stabilité de la population,
- différence de la mortalité par sexe conforme à la moyenne africaine que traduisent les rapports de masculinité par âge.

(1) Voir définition de la population stable au début du paragraphe 3.3.

(2) Modèle ouest, niveau 6,68 : $E_0(H) = 31,7$ ans.

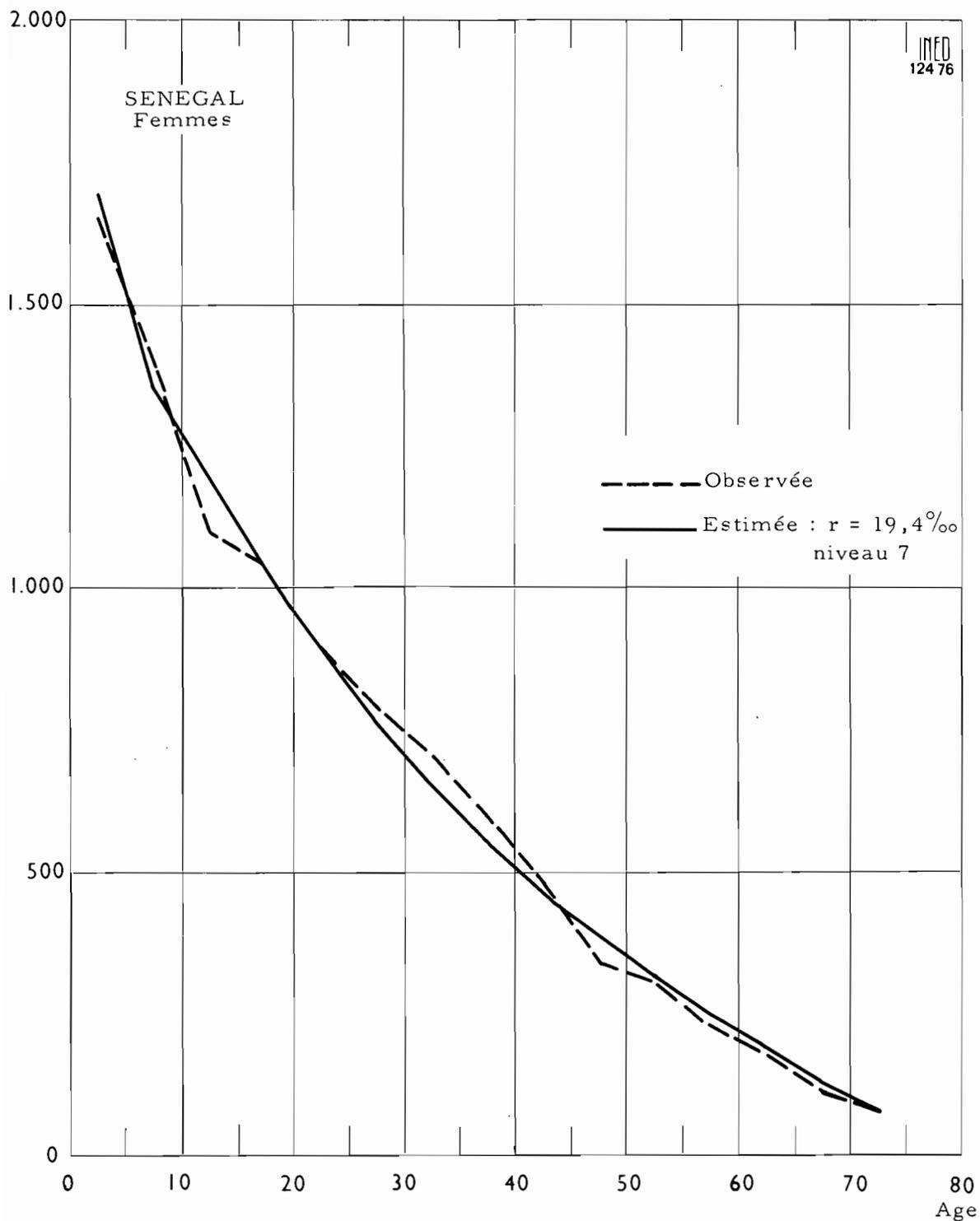
(3) Source : Commission Economique pour l'Afrique ; "Les données relatives à l'âge dans les recensements et enquêtes effectués en Afrique". Addis, Abéba, 17-29 juin 1968.

Voir : R. Clairin "Sources et analyse des données démographiques, tome 2 : Ajustement de données imparfaites" INED, INSEE, ORSTOM, SEAE. 1973.

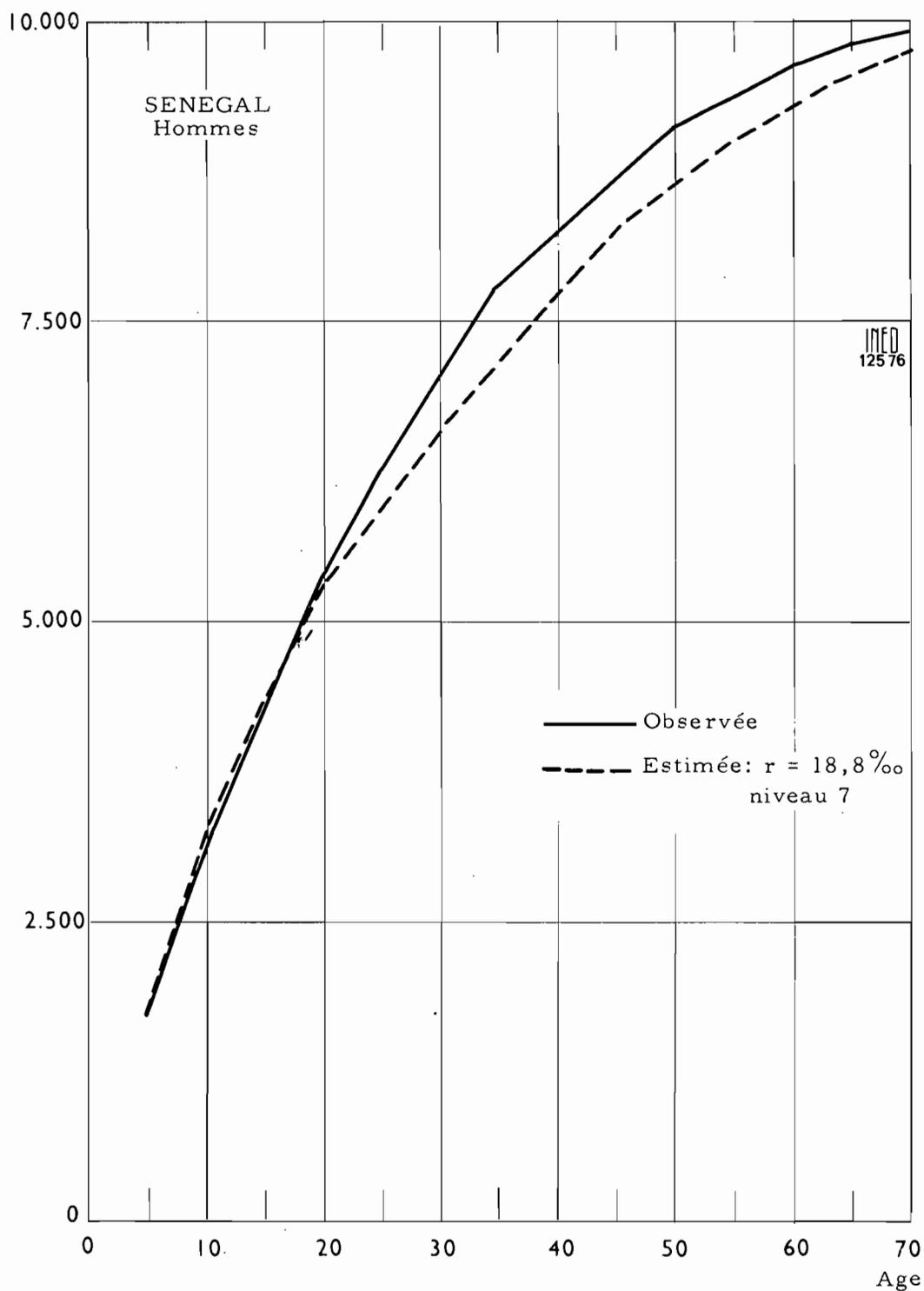


Graphique 3.4.a – Répartition pour 10 000 des effectifs masculins observés et estimés. Sénégal.

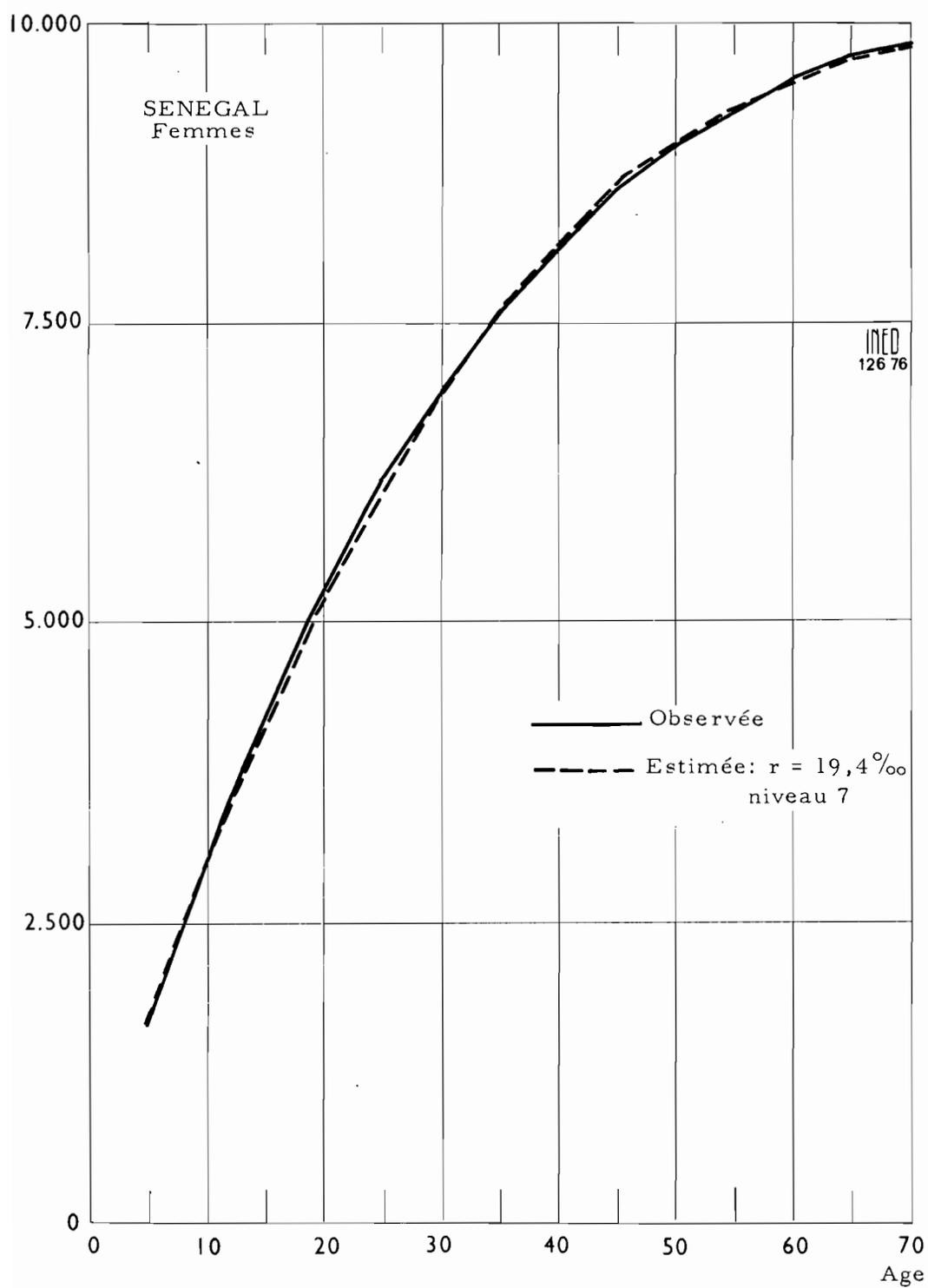
Pour 10.000



Graphique 3.4.b – Répartition pour 10 000 des effectifs féminins observés et estimés. Sénégal.



Graphique 3.5.a – Répartition cumulée pour 10 000 des effectifs masculins observés et estimés. Sénégal.



Graphique 3.5.b – Répartition cumulée pour 10 000 des effectifs féminins observés et estimés. Sénégal.

Tableau 3.6.

Sénégal : population et niveau de mortalité masculins estimés à partir du modèle féminin de population stable (modèle ouest)

Groupe d'âges $x, x + 4$	Effectifs féminins niv. 7 $r = 0,0194$	Rapport de masculinité pour un rap. de 1,03 à la naissance	Population masculine				
			Effectifs estimés	Cx	Niveau de mortalité	Répartition $r = 0,0188$ $L(x, x + a)$	Niveau 7 Cx
0-4	322 957	1,005	324 572	—		1 694	
5-9	259 512	0,997	258 733	1 724	6,41	1 364	1 694
10-14	226 834	0,996	225 927	3 098	6,47	1 200	3 058
15-19	198 170	0,997	197 575	4 298	6,56	1 056	4 258
20-24	171 225	0,997	170 711	5 348	6,65	917	5 314
25-29	146 764	0,997	146 324	6 255	6,76	786	6 231
30-34	124 596	0,995	123 973	7 032	6,84	669	7 017
35-39	105 296	0,991	104 348	7 691	6,94	562	7 686
40-44	88 097	0,983	86 599	8 245	7,04	466	8 248
45-49	73 382	0,969	71 107	8 705	7,11	379	8 714
50-54	60 005	0,947	56 825	9 083	7,15	300	9 093
55-59	47 393	0,915	43 365	9 385	7,14	229	9 393
60-64	35 735	0,879	31 411	9 615	7,12	164	9 622
65-69	24 652	0,842	20 757	9 782		108	9 786
70-74	15 288	0,803	12 276	9 892		63	9 894
75-79	7 835	0,755	5 915	9 957		30	9 957
80 et +	3 249	0,651	2 115	9 989		13	9 987
Ensemble	1 910 990	0,985		10 000			10 000

3.5. MORTALITE ESTIMEE A PARTIR DE LA DESCENDANCE SURVIVANTE. (SECONDE METHODE DE W. BRASS)(1)

Compte tenu des fonctions de fécondité et de mortalité, on peut attribuer un âge moyen approximatif aux enfants de mères ayant un âge donné.

La proportion de décédés parmi la descendance atteinte sera donc comparable à la probabilité de mourir entre la naissance et cet âge moyen.

Plutôt que de faire varier l'âge moyen en fonction de la courbe de fécondité observée, W. Brass a ajusté les proportions de décédés de façon à ce qu'elles correspondent à des âges exacts des enfants. Ceci donne une plus grande homogénéité aux résultats et permet donc des comparaisons plus faciles avec des données d'autres provenances.

Les coefficients d'ajustement à appliquer aux proportions de survivants, afin d'avoir ces valeurs aux âges exacts, sont déterminés à partir d'indices traduisant la précocité de la fécondité(2). Il s'agit ; soit des rapports des descendance moyennes p_{15-19}/p_{20-24} ou p_{20-24}/p_{25-29} (3) ; soit de \bar{m} , l'âge moyen à la procréation soit enfin, m l'âge médian(3).

Cette méthode qui se fonde sur l'interrogation rétrospective ne donnera de résultats satisfaisants que sous quatre conditions :

- La mortalité est restée stationnaire dans les générations concernées par ces estimations.
- Le calendrier de la fécondité n'a pas varié. Autrement dit, l'indice de précocité de la fécondité calculé à partir des cohortes de femmes jeunes reste valable pour les plus âgées.

(1) Première méthode de W. Brass "Méthode d'estimation du niveau de la fécondité à partir des données sur la fécondité actuelle et la descendance"

(2) Coefficient d'ajustement : Voir annexe 6.

(3) Selon les fonctions de mortalité et de fécondité, on peut estimer un âge moyen de la descendance à partir de l'âge de la mère. Plutôt que de faire varier cet âge moyen de la descendance en fonction de la fécondité, il est préférable d'appliquer des coefficients d'ajustement aux proportions observées de façon à avoir des probabilités de décéder à des âges invariables (1, 2, 5 ans . . .) ce qui facilite les comparaisons.

- La mortalité des enfants est indépendante et de celle des mères, et de l'âge des mères.
- Le taux d'omission des enfants nés est identique, qu'ils soient décédés ou non.

Cette dernière hypothèse est certainement la moins réaliste. A supposer que les omissions soient uniquement involontaires, il est bien évident qu'un enfant décédé sera plus facilement oublié qu'un survivant et ce risque d'omission s'accroît à mesure que l'âge de la mère augmente.

Pour cette raison, bien que la méthode de Brass permette théoriquement d'estimer la mortalité jusqu'à 35 ans, il est recommandé de l'utiliser tout au plus (et avec réserves) pour les décès avant 10 ans.

Dans ce cas, l'étude ne portera que sur les descendance de femmes de moins de 40 ans (voir tableau 3.7) ; il est alors préférable de se servir des rapports des descendance comme indicateur de la précocité de la fécondité.

Tableau 3.7

Gabon 1960-61. Mortalité avant 10 ans estimée par la descendance survivante

Age de la mère	Prop. d'enfants décédés ‰	Coefficients d'ajustement	Age des enfants (i)	Probabilité de décéder avant l'âge (i) ‰
Estimation à partir de $P_{15-19}/P_{20-24} = 0,389$				
15-19	190,7	0,858	1	163,6
20-24	218,3	0,937	2	204,5
25-29	267,4	0,948	3	253,5
30-34	316,3	0,961	5	304,0
35-39	337,7	0,965	10	325,9
Estimation à partir de $P_{20-24}/P_{25-29} = 0,614$				
15-19	190,7	0,861	1	164,2
20-24	218,3	0,939	2	205,0
25-29	267,4	0,949	3	253,8
30-34	316,3	0,962	5	304,3
35-39	337,7	0,967	10	326,6

Si l'on se reporte aux décès de la table(1), les probabilités de décéder avant : 1, 5 et 10 ans sont respectivement de 0,153, 0,231 et 0,279. La sous déclaration des décès serait donc particulièrement forte entre 1 et 4 ans ; on peut se demander si le rapprochement des probabilités (observées et estimées) à 10 ans n'est pas dû à l'augmentation des omissions d'enfants décédés avec l'âge de la mère.

3.6. MORTALITE ESTIMEE A PARTIR DE LA SURVIE DES ASCENDANTS(2)

3.6.1. Proportions de recensés dont la mère est en vie

Le raisonnement est analogue à celui qui a été exposé pour la méthode d'estimation à partir de la descendance survivante : de même que pour un âge donné de la mère on peut attribuer un âge moyen à ses enfants (connaissant les fonctions de fécondité et mortalité) ; de même à un groupe d'âges des enfants correspond un âge moyen des mères.

Supposons que l'on suive une cohorte de femmes ayant 25 ans et dont les enfants sont âgés de x ans, au temps t. Parmi elles, certaines ont des enfants de 5-9 ans au temps t. On peut en déduire qu'elles ont au moins $25 + (5 - x)$ ans. La limite supérieure de leur âge dépendra :

(1) Recensement et enquête démographiques 1960-61, ensemble du Gabon ; résultats définitifs. Ministère de la Coopération.

(2) Louis Henry a dès 1960 suggéré d'interroger les enfants sur le devenir de leurs parents. cf. "Mesure indirecte de la mortalité des adultes". Population n° 3, juin-juillet 1960.

– de la courbe de mortalité. Si des enfants de ses femmes sont décédés alors qu'ils auraient eu 15 ans au temps t , l'âge des mères est supérieur à ce que laissent supposer les enfants survivants.

– de la courbe de fécondité. A supposer que tous les enfants sont en vie, l'âge de l'aîné est insuffisant pour connaître celui de sa mère. Tout dépend du temps écoulé entre la première observation (temps t_0) et la première naissance.

Pour tenir compte de l'influence de ces deux phénomènes, W. Brass a calculé des coefficients correcteurs (W_N) que l'on applique aux proportions observées de mères survivantes, de manière à obtenir leurs probabilités de survie à des âges invariables. La mortalité étant considérée comme indépendante de la fécondité, ces coefficients seront choisis en fonction de la courbe de fécondité dont l'indicateur de précocité sera \bar{M} , l'âge moyen des mères à la naissance (voir série des coefficients annexe 7).

La probabilité de survie des mères entre 25 ans et 25 + N ans sera déduite de la moyenne pondérée des proportions de mères survivantes, dont les enfants sont âgés de (N - 5 ; N - 1) et (N ; N + 5) ans.

On aura :

$$\frac{L_{25+N}}{L_{25}} = W_N \cdot S_{N-5} + (1 - W_N) \cdot S_N$$

où : – L₂₅ est la proportion de mères survivantes à 25 ans.

– S_N, la proportion d'enfants dont la mère est en vie ; enfants dont l'âge est compris entre N et N + 5

– W_N le coefficient d'ajustement à appliquer aux proportions de survivantes.

En résumé, la probabilité de survie des mères est interpolée de deux proportions observées de mères survivantes. Lorsque la courbe de fécondité est particulièrement précoce ou tardive, cette probabilité n'est plus comprise entre les deux fréquences observées. On procède alors par extrapolation, ce qui explique que, pour des valeurs de \bar{M} très faibles ou très élevées, on ait des coefficients d'ajustement négatifs.

Tableau 3.8

Cameroun occidental ; enquête de 1964. (femmes)

M = 25,6 ans ; L₂₅ = 600 ‰ (1)

Groupe d'âges des enfants	Prop. de mères survivantes	W_N	Age des mères	$\frac{L_{25+N}}{L_{25}}$	Probabilités observées
5-9	0,9483	–	–	–	–
10-14	0,8982	0,580	35	0,9273	0,9200
15-19	0,8201	0,654	40	0,8712	0,8717
20-24	0,7976	0,723	45	0,8139	0,7800
25-29	0,5678	0,767	50	0,7441	0,6683
30-34	0,4433	0,784	55	0,5409	0,5383
35-39	0,3175	0,787	60	0,4165	0,3733
40-44	0,2198	0,727	65	0,2908	0,2950
45-49	0,1227	0,639	70	0,1847	0,2167
50-54	0,0593	0,442	75	0,0873	–
55-59	0,0334	0,443	80	0,0462	–

L'exemple du Cameroun occidental montre que dans l'ensemble, les probabilités estimées sont assez voisines de celles de la table. On note cependant un écart sensible à 50 ans, qui peut être imputé à la non réalisation des hypothèses impliquées par cette méthode. (Voir critique, fin du paragraphe 3.6).

3.6.2. Proportions d'enfants dont le père est en vie

Les données nécessaires à l'emploi de cette technique sont similaires aux précédentes ; à savoir : la proportion de pères survivants et M leur âge moyen à la naissance des enfants. Cependant, une difficulté supplé-

(1) Complément du cours de R. Clairin, janvier 1974.

mentaire réside dans les variations de cet âge moyen (selon les populations observées). Brass et Hill ont prévu un intervalle pour M, compris entre 27 et 45 ans. Selon la valeur de M, l'âge x de référence sera variable :

$x = 32,5$ si M est compris entre 27 et 36 ans.

$x = 37,5$ si M est compris entre 36 et 45 ans.

Les probabilités de survie, comme l'indique la formule ci-dessous ne correspondront pas à l'intervalle L_x , $L_x + N$ mais L_x , $L_x + N + 2,5$.

$$\frac{L_x + N + 2,5}{L_x} = W_N \cdot {}_5S_{N-5} + (1 - W_N) \cdot {}_5S_N$$

Tableau 3.9.
Cameroun occidental : enquête de 1964 (hommes)
M = 37,9 ans ; L37,5 = 468 ‰

Groupes d'âges des enfants	Prop. de pères survivants	W_N	Probabilités estimées	Age des pères	Probabilités observées	Age des pères	Probabilités observées
5-9	0,9102						
10-14	0,8103	0,532	0,8634	50	0,7898	45	0,8666
15-19	0,6720	0,581	0,7524	55	0,6254	50	0,7898
20-24	0,5286	0,573	0,6108	60	0,4546	55	0,6254
25-29	0,3783	0,455	0,4467	65	0,3522	60	0,4546
30-34	0,2437	0,275	0,2807	70	0,2348	65	0,3522
35-39	0,1621	- 0,027	0,1599	75		70	0,2348
44-44	0,0933	- 0,327	0,0708	80		75	
45-49	0,0535	- 0,521	0,0331	85		80	
50-54	0,0135	- 0,565	(1)	90		85	
55-59	0,0193	- 0,489	0,0221	95		90	

D'après les calculs faits par R. Clairin, sur les données du Cameroun occidental, les résultats relatifs à la population féminine paraissent de meilleure qualité. Bien que ces techniques d'estimation soient encore insuffisamment testées pour porter un jugement définitif, on peut déjà faire les remarques suivantes :

– pour les données masculines du Cameroun occidental (tableau 3.9), il semblerait que la formule d'estimation des probabilités de survie donne des valeurs qui correspondent mal aux âges prévus. Ainsi, on voit que la probabilité estimée à 50 ans se rapproche davantage de celle qui est observée à 45 ans, que de celle de 50 ans. Cette remarque est valable à tous les âges, ce qui laisse penser que la formule précédemment énoncée donnerait non pas les probabilités de survie à l'âge $X + N + 2,5$, mais plutôt à $X + N - 2,5$ ans ;

– il faut rappeler que les probabilités estimées se rapportent à des hommes âgés (théoriquement 50 ans et plus). Aussi, peut on se demander dans quelle mesure une comparaison menée en se servant de la table observée permet d'apprécier la qualité de cette technique ;

– l'évaluation de M, âge moyen des pères à la naissance des enfants est souvent entachée d'une grande imprécision. On le déduit généralement de l'âge moyen des femmes, auquel on ajoute l'écart moyen entre les âges des hommes et femmes mariés. Cette valeur est ensuite pondérée par le taux de polygamie, de façon à tenir compte de l'effet de double ou triple compte des hommes polygames. On voit, le nombre d'indices qui interviennent dans ce calcul et qui sont autant de causes possibles d'une mauvaise estimation de M :

– le point le plus criticable de cette méthode est de se fonder sur un échantillon qui peut ne pas être représentatif de l'ensemble des effectifs :

- l'interrogation est menée à partir des enfants, les célibataires et mariés sans enfants ne sont donc pas pris en compte.

- les parents de familles nombreuses sont à l'inverse comptés autant de fois qu'ils ont d'enfants. On pourrait éliminer ce biais en n'interrogeant que les aînés de chaque famille.

(1) La probabilité estimée à cet âge serait négative (- 0,0091).

Cette méthode néglige donc les liens qui peuvent exister entre mortalité et nuptialité de même qu'entre mortalité et fécondité.

3.7. UTILISATION DES MODELES DE LEDERMANN ET BRASS A PARTIR DES DONNEES SUR LA SURVIE DES ASCENDANTS.

Ces deux dernières années ont été élaborés deux procédés d'estimation des quotients à partir de la survie des parents :

– la première se rapporte au modèle de Ledermann et est due aux travaux de J. H. Page et G. Wunsch (Novembre 1974) (1).

– la seconde relative à la méthode des logits a été exposée par Brass et K.H. Hill lors du congrès de Liège (1973) (2).

3.7.1. Méthode de H.J. Page et G. Wunsch : application du modèle de Ledermann aux données sur la survie des parents (3).

Nous avons vu au paragraphe 3.6. que les ascendants survivants permettaient d'obtenir des proportions de survivants de la forme Li/LB , où B représente l'âge origine qui est de 25 ans pour les femmes ; 32,5 ou 37,5 ans pour les hommes.

Page et Wunsch, en se servant du réseau 105 dont l'entrée est ${}_{20}Q_{45}(MF)$, ont calculé les valeurs Li/LB correspondant à des valeurs de cet indice variant de 0,100 à 0,618. (voir annexe 8).

Connaissant donc les rapports Li/LB observés, on peut déduire pour chaque âge i , la valeur de ${}_{20}Q_{45}(MF)$. On aura aux différents âges des estimations différentes de ce quotient, aussi les auteurs conseillent de retenir la moyenne des valeurs trouvées pour $N = 25, 30$ et 35 ans.

L'hypothèse requise par cette méthode est bien sûr que la mortalité par sexe du pays étudié soit comparable à celle du modèle de Ledermann. Le paragraphe 3.6. a montré qu'il en était rarement ainsi. De plus, la tendance plus marquée chez les hommes à vieillir leur âge, a pour effet de surestimer leur âge moyen à la naissance des enfants, ce qui aboutit fréquemment à sous-estimer leur mortalité.

Tableau 3.10
Valeurs de ${}_{20}Q_{45}$ estimées par le réseau 105, en se servant des Li/LB observés dans 6 pays africains.

Pays	${}_{20}Q_{45}(MF)$		${}_{20}Q_{45}(M)$	${}_{20}Q_{45}(F)$
	Valeurs estimées à partir de la survie des			
	pères	mères	pères	mères
Bostwana	.249	.268	.279	.235
Kenya	.273	.305	.306	.263
Ouganda	.334	.411	.371	.368
Tchad	.495	.501	.530	.451
Cameroun Occidental	.502	.544	.539	.495
Nouvelle Guinée Occidentale	.607	.524	.647	.476

(1) "Parental Survival data : Some results of the application of Ledermann's model life tables" in : Working paper n° 6 ; Département de démographie, Université catholique de Louvain. (traduction résumée : bulletin de liaison n° 17, 1975. Groupe INED, INSEE, MICOOP, ORSTOM).

(2) "International population conférence, Liège 1973". in ' Volume 3. International Union for the Scientific Study of Population pp. 111 - 122.

(3) cf. Bulletin de liaison n° 17 déjà cité pp. 40-61.

Mise à part la Nouvelle Guinée occidentale, les estimations faites à partir de la survie des pères donnent des indices (MF) nettement inférieurs. Pour ces 5 premiers pays, si l'estimation de l'âge moyen des pères à la naissance des enfants était seule en cause, cela signifierait qu'il y a surestimation de cet âge de 1,3 à 3,9 ans.

3.7.2. Méthode de W. Brass : définition d'une structure de mortalité à partir des proportions de parents survivants.

L'approche préconisée par W. Brass procède par approximation et repose sur les informations et l'hypothèse suivantes :

- En plus des différentes valeurs de L_i/L_B , il est nécessaire de connaître les probabilités de survie à l'âge B et à un âge jeune ; par exemple 2 ans.

- Tandis que cette dernière valeur est supposée assez précise pour être utilisée dans les calculs des pente et niveau de mortalité, on considère que L_B est moins fiable.

La méthode consiste donc à voir quelle valeur de L_B sera compatible avec celle de la pente de la mortalité.

- Le produit des rapports L_i/L_B par les probabilités de survie à l'âge B donnent les probabilités de survie depuis la naissance jusqu'aux différents âges i . Leur complément à l'unité sont les probabilités de décéder avant ces âges $Q(i)$. De là on déduit les logits de $Q(i)$; soit $Y(i)$.

- On connaît par ailleurs L_2 dont on tire $Q(2)$ puis $Y(2)$.

- L'hypothèse de linéarité entre logits de deux tables permet donc d'estimer la pente de la mortalité à n'importe quel âge i , en se servant de l'égalité :

$$B' = \frac{Y(i) - Y(2)}{Y'(i) - Y'(2)}$$

où B' représente la pente, Y' les logits de la table de référence de W. Brass.

L'estimation définitive de la pente sera obtenue en faisant la moyenne des pentes calculées entre 25 et 45 ans (âge des enfants interrogés). Si cette pente est correctement évaluée, l'application de la formule précédente doit permettre de retrouver une valeur de L_B peu différente de celle qui avait été choisie au début des calculs.

En cas contraire, une nouvelle valeur de L_B devra être prise et l'ensemble de l'estimation sera refaite.

Une fois cette condition réalisée, il suffit, pour obtenir le niveau, de résoudre l'équation :

$$Y(2) = A + B'Y'(2)$$

Pente et niveau étant connus, l'application de l'égalité précédente à chaque âge i donnera la valeur du logit $Y(i)$ ajusté et par suite la probabilité de survie à l'âge i .

Le second calcul (tableau 3.11) donne une probabilité de survie à 25 ans, égale à 0,712, donc très proche de celle qui avait été choisie en début d'estimation (0,710). On retiendra donc une pente de 0,9660.

En prenant les logits des probabilités de décès avant 2 ans, on aura l'expression suivante :

$$-0,8595 = A + 0,9660 \cdot -0,8053$$

Soit A, le niveau de mortalité égal à $-0,0816$ connaissant les pente et niveau, l'application de l'équation

$$Y(x) = A + B'Y'(x)$$

donnera la série des logits par âge desquels seront tirées la courbe de survie et les quotients de mortalité (voir paragraphe 2.4).

Tableau 3.11

Ouganda 1969 : estimation de la mortalité à partir de la survie des ascendants ; Femmes.

1 ^{ère} approche pour $L_{25}/L_0 = 0,700$; $M = 26,6$ ans ; $L_2 = 0,848$									
Age des enfants	Mères survivantes	N	W(N)	$\frac{L_{25} + N}{L_{25}}$	$(L_{25} + N) L_0$		Y(i) - Y(2)		B'
				observ	Brass	observ	Brass		
5-9	.972								
10-14	.954	10	.619	.965	.676	.622	.4918	.5556	.8852
15-19	.902	15	.714	.939	.657	.590	.5345	.6237	.8570
20-24	.819	20	.805	.886	.620	.554	.6147	.6979	.8808
25-29	.723	25	.871	.807	.565	.511	.7288	.7841	.9295
30-34	.605	30	.908	.712	.498	.459	.8635	.8885	.9719
35-39	.499	35	.929	.597	.418	.397	1,0250	1,0153	1,0096
40-44	.360	40	.886	.483	.338	.321	1,1956	1,1799	1,0133
45-49	.268	45	.814	.343	.240	.238	1,4358	1,3871	1,0351
50-54	.158	50	.625	.234	.164	.150	1,6739	1,6664	1,0045
55-59	.112	55	.382	.130	.091	.076	2,0102	2,0486	.9813
60-64	.072	60	.153	.078	.055	.031	2,2814	2,5863	.8821
$B' = 0,9811$ $L_{25}/L_0 = 0,709$									
Seconde approche pour $L_{25}/L_0 = 0,710$ $M = 26,6$ ans $L_2 = 0,848$									
5-9	.972								
10-14	.954	10	.619	.965	.685	.622	.4711	.5556	.8479
15-19	.902	15	.714	.939	.667	.590	.5122	.6237	.8212
20-24	.819	20	.805	.886	.629	.554	.5955	.6979	.8533
25-29	.723	25	.871	.807	.573	.511	.7124	.7841	.9086
30-34	.605	30	.908	.712	.506	.459	.8475	.8885	.9539
35-39	.499	35	.929	.597	.424	.397	1,0127	1,0153	.9974
40-44	.360	40	.886	.483	.343	.321	1,1845	1,1799	1,0039
45-49	.268	45	.814	.343	.244	.238	1,4249	1,3871	1,0273
50-54	.158	50	.625	.234	.166	.150	1,6666	1,6664	1,0001
55-59	.112	55	.382	.130	.092	.076	2,0042	2,0486	.9783
60-64	.072	60	.153	.078	.055	.031	2,2814	2,5863	.8821
$B' = 0,9660$ $L_{25}/L_0 = 0,712$									

3.8. ESTIMATION DE LA MORTALITE A PARTIR DES DECES ET POPULATION CUMULES (1)

3.8.1. Description

La méthode d'estimation de la mortalité, à partir des décès cumulés par âge, a été mise au point par W. Brass, à la suite d'une suggestion émise par Carrier en 1958.

But de la méthode

Connaissant d'une part la répartition par âge de la population et, d'autre part, la répartition par âge des décès enregistrés au cours d'une période (généralement 1 an), la méthode offre la possibilité de :

- connaître le taux de couverture de l'enquête en matière de décès ;
- procéder à l'ajustement de la répartition par âge de ces décès ;
- voir dans quelle mesure le taux d'accroissement naturel que l'on a pu estimer par ailleurs correspond à la structure de population utilisée.

(1) Pour informations supplémentaires, cf. note de cours IDP Rémy Clairin - avril 1975.

Hypothèses et principe

Hypothèses

L'utilisation de la méthode implique que l'on connaisse avec une précision suffisante la répartition par âge de la population :

$$L_{x,x+4} \text{ par exemple}$$

On suppose par contre que les décès relevés sont entachés d'une certaine imprécision, tant en ce qui concerne l'exhaustivité que la précision de l'âge au décès.

La démonstration de la méthode repose sur l'hypothèse de stabilité de la population observée. En fait, on se contentera de supposer que celle-ci ne s'éloigne pas trop de cette structure type. L'hypothèse de stabilité de la population requiert donc que les perturbations dues aux migrations soient nulles ou négligeables.

Principe

Soit :

r = le taux d'accroissement naturel ;

$c(a)$ = la population d'âge (a) exact ;

$T(a)$ = les effectifs d'âge (a) et plus ;

$D(a)$ = les décès théoriques d'âge (a) et plus ;

$D'(a)$ = les décès d'âge (a) et plus, observés ;

f = le coefficient correcteur des décès observés, tel que $D(a) = f.D'(a)$;

$E(a)$ = les entrées au cours de l'année dans les effectifs d'âge (a) et plus. Comme on suppose que la population est fermée, les entrées sont égales aux effectifs qui atteignent l'âge (a) au cours de l'année ($c(a)$) ;

$S(a)$ = les sorties du groupe d'âge (a) et plus. Pour la même raison que précédemment, il s'agit uniquement des décès d'âge (a) et plus.

Si l'hypothèse de stabilité est réalisée, le taux d'accroissement peut être estimé à partir de n'importe quel groupe d'âge :

$$r = \frac{T(a)_{t+1} - T(a)_t}{T(a)_{t+1/2}} = \frac{E(a) - S(a)}{T(a)_{t+1/2}} = \frac{c(a) - D(a)}{T(a)_{t+1/2}}$$

Il découle que :

$$\frac{C(a)}{T(a)_{t+1/2}} = \frac{r + D(a)}{T(a)_{t+1/2}}$$

3.8.2. Application aux données disponibles

Les données d'enquête ne permettent généralement pas de connaître avec précision tous les éléments de l'égalité précédente.

Dans la plupart des cas, l'information est tirée d'enquêtes à un seul passage, au cours duquel sont dénombrés les effectifs, ainsi que les décès qui se sont produits durant les douze mois qui l'ont précédé.

En résumé, on dispose :

– de la population, répartie par groupe d'âge au temps $t+1$;

– des naissances et décès qui se sont produits entre les temps t et $t+1$, desquels peut être estimé le taux d'accroissement naturel. On voit que ce taux ne sera fiable que si les omissions ou double-comptes de naissances et décès sont nuls, ce qui est peu probable (les décès sont souvent moins bien enregistrés que les naissances, ce qui tend à surestimer l'accroissement naturel).

Comme la structure de population est supposée constante, en pratique on néglige le facteur temps ; autrement dit, on assimile :

$$T(a)_{t+1/2} \text{ à } T(a)_{t+1}$$

Plus simplement on écrira $T(a)$.

Par ailleurs, ne disposant pas des effectifs qui atteignent l'âge (a) au cours des 12 mois d'observation $c(a)$, on l'estime en effectuant la moyenne des groupes encadrants.

Par exemple, on écrira :

$$C(15) = (L_{10-14} + L_{15-19}) \cdot 1/10 \quad (1)$$

Ce procédé qui implique une évolution linéaire des effectifs avec l'âge, n'est utilisable tout au plus qu'entre 10 et 65 ans environ. L'utilisation d'une méthode plus précise pourrait être envisagée.

En fonction des remarques précédentes, on aura donc l'égalité suivante :

$$\frac{C(a)}{T(a)} = r + f \cdot \frac{D'(a)}{T(a)}$$

où r est souvent connu avec imprécision et f est inconnu.

Sur un graphique, à chaque âge (a), on pourra faire correspondre un point d'abscisse $D'(a)/T(a)$ et d'ordonnée $C(a)/T(a)$. Ces points doivent permettre de procéder à un ajustement d'une droite dont r et f seront respectivement le niveau et la pente.

Si f est inférieur à 1, il y a surestimation des décès ; double-comptes ou surestimation de la période de 12 mois.

Si f est égal à 1, les décès ont été correctement enregistrés.

Si f est supérieur à 1, il y a omissions de décès ou sous-estimation de la période de 12 mois.

Avant de procéder à l'estimation de la droite d'ajustement, il est indispensable d'effectuer au préalable la représentation graphique qui vient d'être décrite, faute de quoi l'ajustement linéaire sera fait à partir de points manifestement aberrants, ce qui entraînera une estimation erronée, tant du taux d'accroissement que du taux de couverture de l'enquête. (2)

3.8.3. Application de la méthode à quelques modèles de Princeton

A titre d'exemple, la méthode a été appliquée à quelques tables masculines des modèles Nord et Sud de Princeton. Le choix de ces modèles tient au fait que souvent les mortalités africaines présentent certaines ressemblances avec ces deux modèles régionaux. On a donc utilisé :

Modèle	Sexe	Niveau de mortalité	taux d'accroissement naturel
Sud et Nord	Masculin	7	0,010
Sud et Nord	Masculin	7	0,030
Sud et Nord	Masculin	15	0,010
Sud et Nord	Masculin	15	0,030

Pour chaque modèle, on a retenu deux niveaux de mortalité et deux taux d'accroissement représentant chacun des valeurs nettement différentes et pourtant souvent constatées dans les différentes régions d'Afrique.

.....
 (1) Même si l'on dispose d'une répartition par année d'âge, il est préférable d'estimer les $c(a)$ à partir des groupes quinquennaux afin d'éviter l'effet d'attraction de certains chiffres.

(2) Sur ce point, il est préférable d'effectuer un ajustement graphique plutôt que de se servir aveuglément d'une formule mathématique.

Après avoir porté sur graphique les points $P(D(a)/T(a), C(a)/T(a))$, on a pu observer un alignement pratiquement parfait entre 10 et 65 ans. On a donc procédé à un ajustement linéaire, ce qui a permis d'estimer le coefficient de corrélation et les valeurs f et r . (1)

Tableau 3.12
Ajustement linéaire des $P(D(a)/t(a)/C(a)/t(a))$ relatifs aux modèles de Princeton

			Coefficients corrélation	f	r
Modèle Sud	Niveau 7	$r = 0,010$	0,9999	0,9764	0,01019
		$r = 0,030$	0,9999	0,9950	0,03014
	Niveau 15	$r = 0,010$	0,9999	0,9865	0,01025
		$r = 0,030$	0,9999	0,9826	0,03031
Modèle Nord	Niveau 7	$r = 0,010$	0,9999	0,9946	0,01020
		$r = 0,030$	0,9999	0,9979	0,03025
	Niveau 15	$r = 0,010$	0,9999	0,9864	0,01032
		$r = 0,030$	0,9999	0,9858	0,03031

Bien que les coefficients de corrélation soient constamment peu différents de 1, on note, d'après les droites d'ajustement que :

- f est toujours inférieur à l'unité, ce qui devrait indiquer une surestimation des décès ;
- le taux d'accroissement estimé (r) est systématiquement supérieur au taux réel.

Comme l'exhaustivité du relevé des décès et la précision du taux d'accroissement ne peuvent être mis en doute ici, on doit conclure à une légère imprécision de l'ajustement, imprécision due à une estimation imparfaite des $c(a)$. Ces valeurs $c(a)$ sont, par commodité, interpolées à partir des groupes quinquennaux encadrants, et cette méthode a pour conséquence de :

- surestimer $c(5)$ et à un niveau moindre $c(10)$
- sous-estimer les $c(a)$ aux âges élevés (en particulier entre 50 et 65 ans)

Ces écarts sont liés bien sûr à la structure de la mortalité, mais surtout au taux d'accroissement ; plus ce dernier est élevé, plus la surestimation aux âges jeunes est forte, et, à l'inverse, moins la sous-estimation après 50 ans est importante.

D'après ces remarques, si l'on veut procéder à un ajustement, on peut conseiller de se servir surtout des points correspondant aux âges compris entre 15 et 45 ans.

3.8.4. Application de la méthode à des données africaines

1) Afrique du Sud 1960

Le "Statistical Year Book" de 1965 fournit pour chaque sexe :

- la répartition pour mille de la population par "race" et groupe d'âge
- le volume total de cette population
- la répartition par groupe d'âge des décès

A partir de ces éléments, on a tenté d'appliquer la méthode des décès cumulés à la population métissée.

D'après la représentation graphique des points $P(D'(a)/T(a) ; c(a)/T(a))$, l'hypothèse de linéarité que requiert la méthode, semble acceptable. Le problème consiste à savoir quels points retenir afin de mener cet ajustement à une droite.

(1) Voir tableaux de calcul, annexe 9.

Tableau 3.13
Exemple de l'Afrique du Sud : population métissée

Age limite	T(a)	c(a)	D'(a)	c(a)/T(a)	D'(a)/T(a)
HOMMES					
5	616 298	24 727	5 671	0,0401	0,0092
10	503 561	20 368	5 456	0,0404	0,0108
15	412 619	16 234	5 332	0,0393	0,0129
20	341 219	13 829	5 178	0,0405	0,0152
25	274 328	11 950	4 897	0,0436	0,0179
30	221 717	9 996		0,0451	
35	174 369	8 568	4 348	0,0491	0,0249
40	136 038	7 065		0,0519	
45	103 720	6 013	3 734	0,0578	0,0360
50	75 911	5 111		0,0673	
55	52 612	4 134	2 932	0,0786	0,0557
60	34 574	3 006		0,0869	
65	22 549	2 104	1 943	0,0933	0,0862
FEMMES					
5	624 050	24 901	4 626	0,0407	0,0074
10	509 413	20 726	4 432	0,0395	0,0087
15	416 792	16 474	4 342	0,0407	0,0104
20	344 669	14 045	4 212	0,0451	0,0122
25	276 342	12 451	3 989	0,0469	0,0144
30	220 162	10 325		0,0482	
35	173 093	8 351	3 598	0,0494	0,0208
40	136 652	6 757		0,0561	
45	105 526	5 922	3 157	0,0647	0,0299
50	77 436	5 011		0,0685	
55	55 420	3 796	2 558	0,0750	0,0462
60	39 477	2 961		0,0912	
65	25 812	2 353	1 905	0,1047	0,0738

Dans un premier temps, on a supposé que la répartition par âge était de qualité suffisante pour effectuer ces estimations, et les régressions linéaires ont été faites en utilisant les différents groupes de points indiqués au tableau qui suit.

Tableau 3.14
Estimation des paramètres de la droite d'ajustement, à partir de différentes séries de points

Points utilisés	Population masculine			Population féminine		
	Coeff. de corrélation	f	r	Coeff. de corrélation	f	r
15-65 ans	0,9915	0,7520	0,0312	0,9979	0,7865	0,0327
15-45 ans	0,9989	0,8112	0,0287	0,9880	0,8291	0,0314
20-55 ans	0,9976	0,9243	0,0263	0,9959	0,7866	0,0323
20-45 ans	0,9986	0,8161	0,0286	0,9848	0,8054	0,0320

Il ressort de ces calculs que f est constamment inférieur à l'unité. Il y aurait par conséquent excédent de décès. Dans le meilleur des cas f est égal à 0,9243 (hommes 20-55 ans). D'après ce nombre les décès correspondraient à 13 mois au lieu de 12. Quand on sait qu'il s'agit d'un relevé d'état civil dont le taux de couverture est encore loin d'être égal à 1, il paraît difficile de conclure à une exagération de la période de référence.

Comme par ailleurs, d'après le graphique, on ne peut procéder à un autre regroupement de points qui permette d'ajuster une droite de pente peu différente de l'unité, on peut se demander dans quelle mesure la répartition par âge de la population est fiable.

Pour voir si les $c(a)$ et $T(a)$ observés peuvent fausser l'estimation de la droite, une seconde série de calculs a été faite, en se servant de structures de population stable (Princeton, modèle Sud). A supposer que ces populations de référence soient conformes à celles de l'Afrique du Sud, les écarts des points par rapport à une droite ne pourraient être imputés qu'à un mauvais enregistrement des décès.

Tableau 3.15
Ajustement de la mortalité d'Afrique du Sud en se servant de populations stables de Princeton
(modèle Sud, niveau 12)

Taux d'accroissement	Coeff. de corrélation	f	r
HOMMES			
0,020	0,9993	1,3012	0,0184
0,025	0,9996	0,9962	0,0253
0,030	0,9999	0,7573	0,0319
FEMMES			
0,025	0,9998	1,1169	0,0259
0,0275	0,9998	0,9998	0,0289
0,030	0,9998	0,8505	0,0321

Les taux bruts observés : mortalité hommes = 0,0167 ; femmes = 0,0143 ; natalité hommes = 0,0469 ; femmes = 0,0459 permettent de déduire des taux d'accroissement de 0,0302 et 0,0316.

Si l'on retient ces accroissements, d'après le tableau 3.15 les décès seraient surestimés de 30 % pour les hommes et 18 % pour les femmes.

Si par contre on fixe le choix à partir de f , on note que pour des valeurs (de f) proches de l'unité, on obtient des taux d'accroissement inférieurs à ce qui est observé.

Les valeurs de f et r trouvées à l'aide des modèles stables paraissent plus plausibles que celles qui ont été estimées à partir de la population observée. En particulier, l'ajustement de la mortalité féminine n'entraîne qu'un écart de 0,002 entre les taux d'accroissement observés et estimés. Bien que ce même écart se réduise à 0,005 pour la mortalité masculine, il demeure relativement important.

On pourrait penser que niveau 12 du modèle a tendance à surestimer la mortalité observée. Ceci paraît peu probable vu que l'on atteint ainsi une espérance de vie à la naissance de 45,1 ans et 47,5 ans respectivement pour les hommes et les femmes. A titre indicatif, l'espérance de vie à la naissance de la population métissée d'Afrique du Sud, en 1960, est estimée à environ 40 ans. Si l'on veut ajuster les décès à une droite de pente f proche de 1, et de niveau r peu différent de 30 %, il faudrait dépasser le niveau 15, soit une espérance de vie à la naissance de 51,9 ans pour les hommes et 55 ans pour les femmes.

Dans le cas de l'Afrique du Sud, il semble qu'il y a discordance entre population recensée et décès enregistrés.

L'interférence des migrations et vraisemblablement un taux d'omission important faussent la répartition par âge de la population et rendent la méthode inapplicable.

2) Haute-Volta 1960-61

L'enquête Haute-Volta 1960-61 donne la répartition par âge de la population, ainsi que les décès par âge au cours des 12 mois qui ont précédé le passage des enquêteurs (cf. tableau 3.16)

Tableau 3.16
Exemple de la Haute-Volta 1960-61 : ensemble de la population

Age limite	T(a)	c(a)	D'(a)	c(a)/T(a)	D'(a)/T(a)
5	3.556.819	142.539	64.012	0,0401	0,0180
10	2.892.385	104.087	54.042	0,0360	0,0187
15	2.515.951	71.431	51.636	0,0284	0,0205
20	2.178.073	69.548	49.088	0,0319	0,0225
25	1.820.469	73.060	45.393	0,0401	0,0249
30	1.447.478	65.452	41.177	0,0452	0,0284
35	1.165.950	57.725	36.553	0,0495	0,0314
40	870.225	49.373	32.809	0,0567	0,0377
45	672.216	40.022	29.145	0,0595	0,0434
50	470.004	32.598	25.123	0,0694	0,0535
55	346.237	23.450	21.217	0,0677	0,0613
60	235.507	19.209	17.436	0,0816	0,0740
65	154.147	15.117	12.446	0,0981	0,0807

Par ailleurs, les données brutes permettent de calculer les taux suivants :

- mortalité = 0,0317 ;
- natalité = 0,0496 ;
- accroissement = 0,0179.

Les points sont suffisamment alignés pour que l'on puisse procéder à un ajustement linéaire.

Comme pour l'Afrique du Sud, plusieurs séries ont été retenues et ont conduit aux résultats suivants :

Tableau 3.17

Estimation des paramètres de la droite d'ajustement, à partir de différentes séries de points

Points utilisés	Coefficient de corrélation	f	r
15 - 45 ans	0,9677	1,3729	0,0035
20 - 45 ans	0,9651	1,2598	0,0076
25 - 40 ans	0,9977	1,2917	0,0084
25 - 45 ans	0,9834	1,0626	0,0150
25 - 50 ans	0,9908	0,9901	0,0172

Les résultats du dernier ajustement sont suffisamment proches des données observées pour conclure à :

- un bon enregistrement des décès. Pour $f = 0,9908$ on aurait une exagération de 3 jours de la période de 12 mois ; écart non significatif.

- Une bonne estimation du taux d'accroissement naturel, calculé à partir des données brutes (0,0179).

On peut donc retenir les valeurs suivantes : $f = 1$; $r = 0,0179$

Si la répartition par âge ne comporte pas d'erreurs, en appliquant la formule :

$\frac{c(a)/T(a) - r}{f} = D(a)/T(a)$, on obtiendra une nouvelle série ajustée des décès cumulés rapportés à la population cumulée. De là, $D(a)$ puis $d(a)$ pourront être calculés.

Comme il est peu probable que la répartition par âge de la population ne soit entachée d'aucune erreur, on s'est servi d'une structure ajustée (1).

La comparaison entre les deux séries de décès $d'(a)$ observés et $d(a)$ ajustés a ensuite permis de mettre en évidence les erreurs commises sur les déclarations d'âge au décès. Pour cela on s'est servi d'un indice K , tel que $d(a) = K \cdot d'(a)$.

Tableau 3.18
Estimation de la série des décès ajustés

Age limite	$D(a)/T(a)$ ajusté	$D(a)$ ajusté	$d(a)$ ajusté	$d'(a)$ observé	$K = d(a)/d'(a)$
0			68.341	72.530	0,9422
5	0,0191	68.201	14.565	9.970	1,4609
10	0,0179	53.636	4.431	2.406	1,8416
15	0,0197	49.205	3.533	2.548	1,3866
20	0,0222	45.672	3.680	3.695	0,9959
25	0,0251	41.992	3.982	4.216	0,9445
30	0,0284	38.010	3.985	4.624	0,8618
35	0,0323	34.025	3.589	3.744	0,9586
40	0,0376	30.436	3.904	3.664	1,0655
45	0,0439	26.532	3.468	4.022	0,8623
50	0,0529	23.064	3.756	3.906	0,9616
55	0,0653	19.308	4.363	3.781	1,1539
60	0,0787	14.945	4.007	4.993	0,8025
65	0,0975	10.938	803	4.597	0,1747
70	0,1678	10.135	10.135	7.846	1,2917

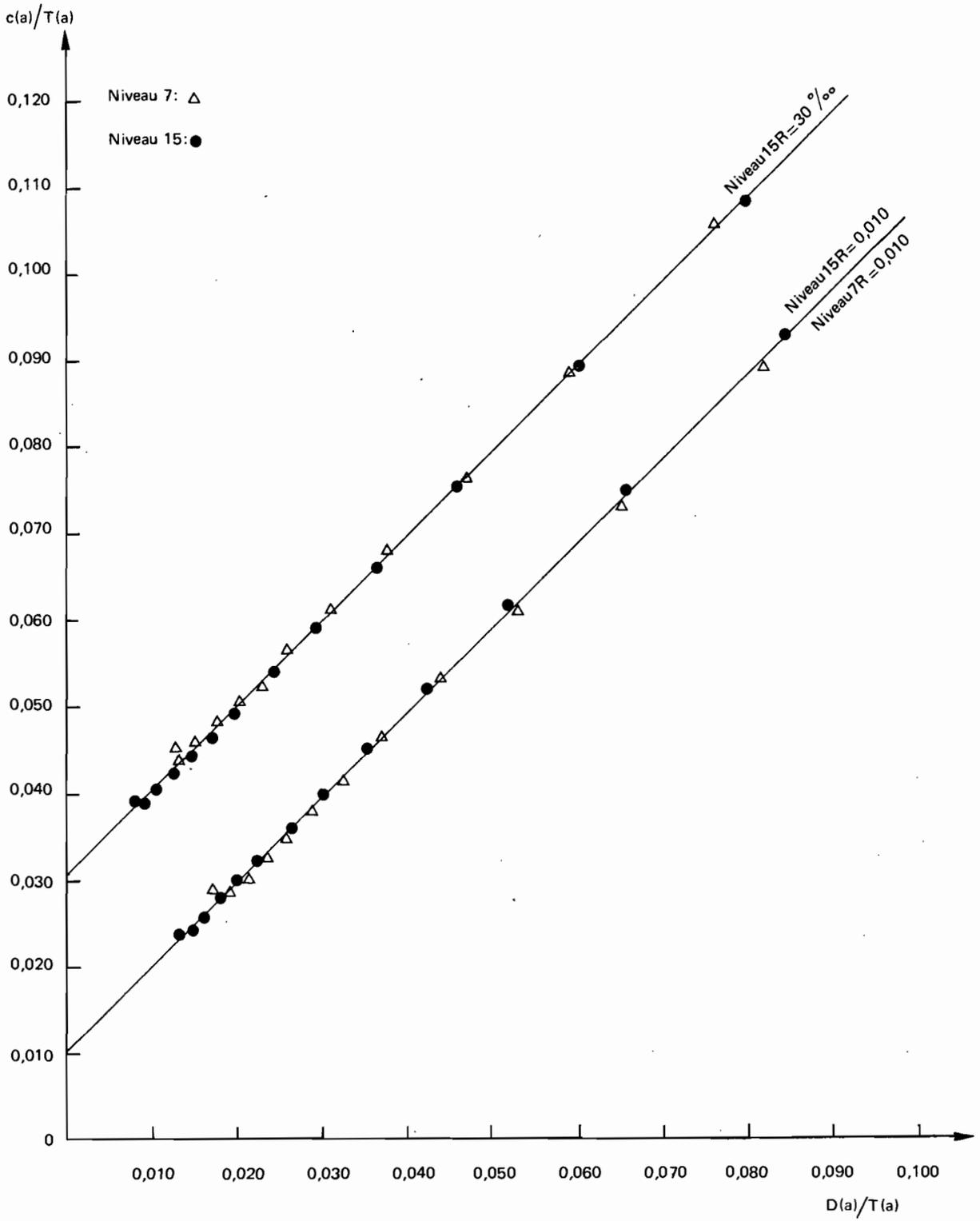
Les décès ajustés concluent à une tendance très nette à imputer les décès les jeunes dans les groupes 5-9, 10-14 et 15-19 ans, au détriment des groupes encadrants : 0-4, 25-29 et surtout 30-34 ans.

Après 35 ans on observe des attractions et répulsions successives qui semblent indiquer davantage des erreurs aléatoires qu'une tendance à classer les décédés dans des groupes d'âge systématiquement plus jeunes ou plus vieux.

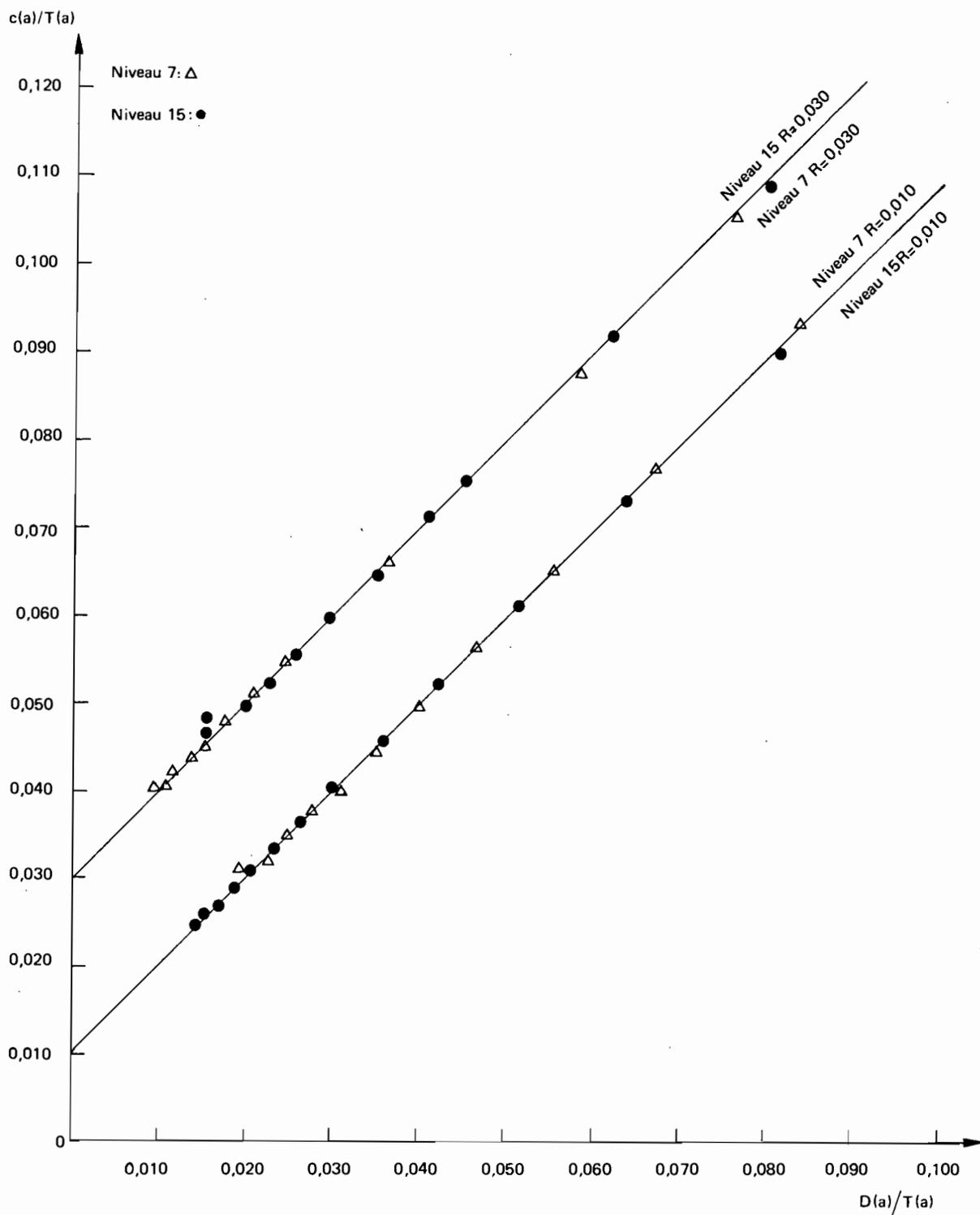
Si la méthode des décès et populations cumulés se fonde sur une base théorique irréprochable, son application n'est pas sans poser quelques problèmes. Les deux exemples qui ont été présentés montrent combien l'hypothèse d'un enregistrement correct de la répartition par âge de la population observée est difficilement admissible dans les pays d'Afrique. Il n'est en effet pas évident que dans un même pays les âges des survivants soient mieux connus que ceux des décédés, ces décédés étant tout au plus morts 1 an auparavant. A l'inverse, on peut supposer que les personnes présentes ont plus d'intérêt à fausser leur âge pour des raisons scolaires ou fiscales et que l'âge des décédés subit uniquement des erreurs involontaires.

(1) Cf. "Enquête démographique par sondage en République de Haute-Volta 1960-61" – Tome I, p. 54, Rémy Clairin.

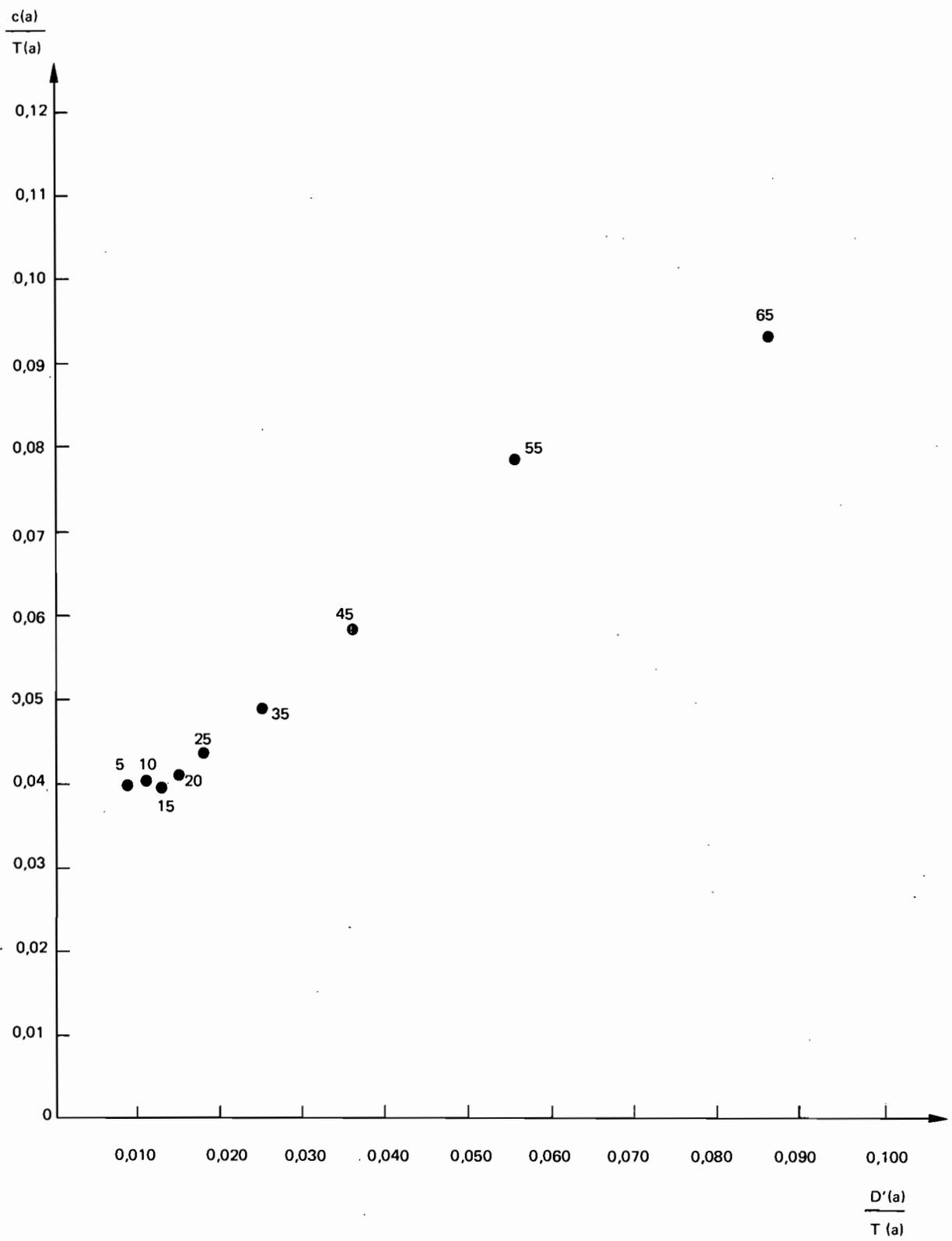
Graphique 3.6.(A) – PRINCETON - Modèle Sud



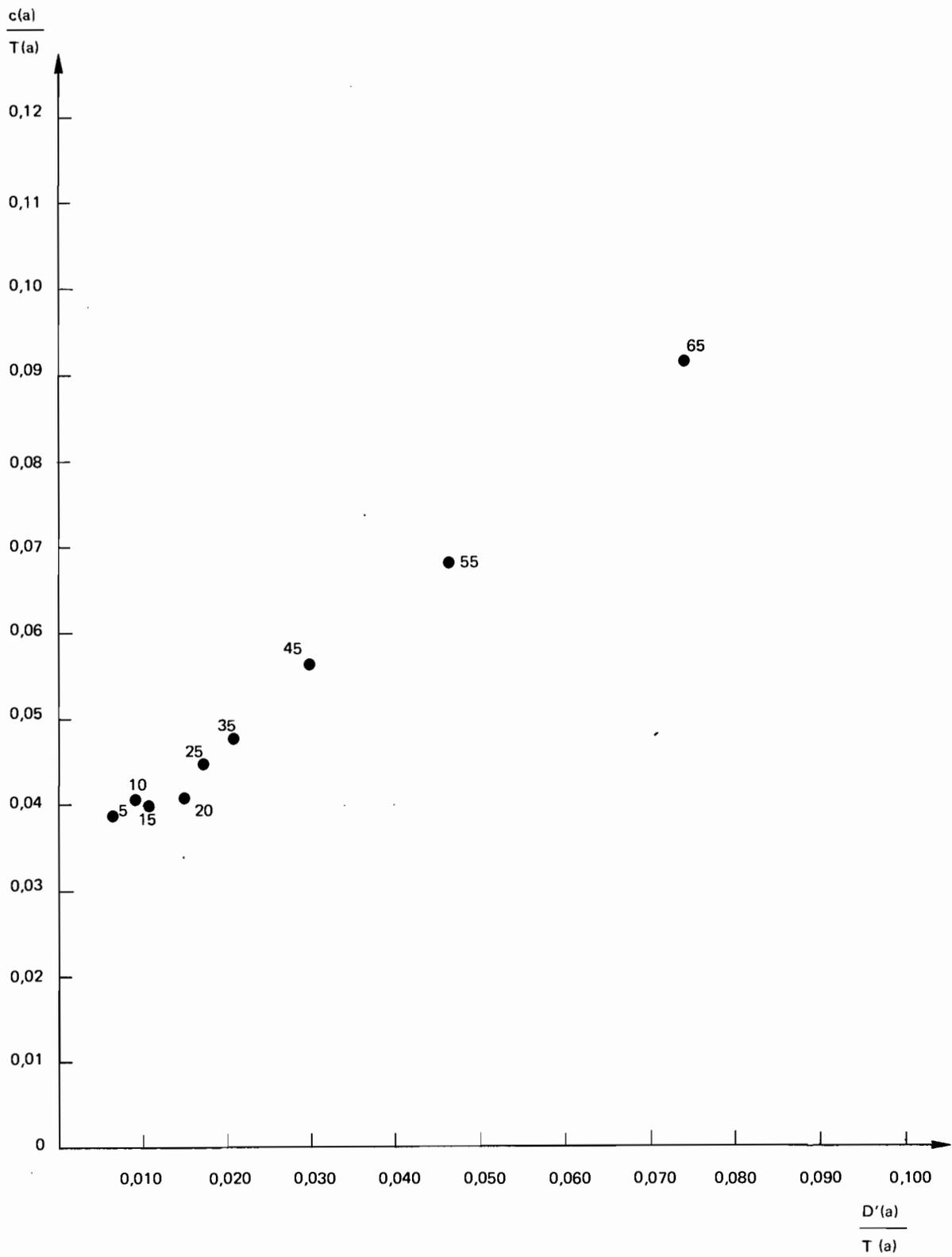
Graphique 3.6.(B) – PRINCETON - Modèle Nord



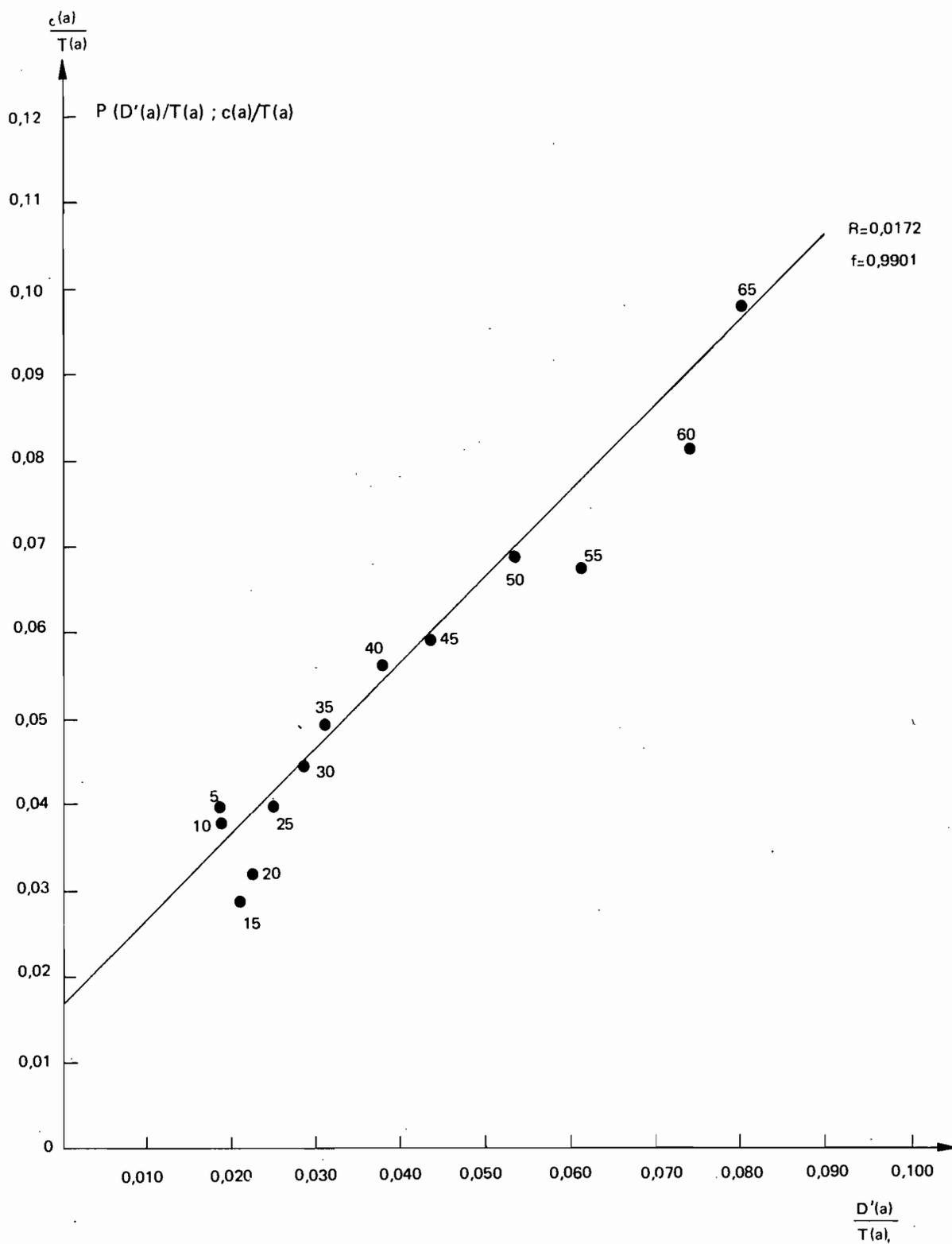
Graphique 3.7.a— AFRIQUE DU SUD «METIS» 1960 Hommes



Graphique 3.7.b - AFRIQUE DU SUD «METIS» 1960 Femmes



Graphique 3.8. — HAUTE VOLTA- Ensemble de la population



3.9 CONCLUSION

Pour l'Afrique Noire, les statistiques du mouvement de la population étaient pratiquement inexistantes avant l'enquête de Guinée (1954).

Depuis ces vingt dernières années, de nombreuses opérations de collecte ont été réalisées. Elles sont de types très divers (recensement, enquête unique ou à plusieurs passages etc . . .) et de valeurs très inégales.

L'analyse des données observées était le plus souvent fondée sur les méthodes classiques de calcul des indices (cf. 1^{ère} partie), faute de modèles de mortalité adaptés et de méthodes d'estimation.

Ces dernières années, d'autres tables-types et d'autres techniques d'évaluation à partir de données incomplètes, ont été élaborées. Une partie d'entre elles ont été présentées dans ce manuel.

Il semble qu'il serait très profitable d'appliquer systématiquement ces nouvelles méthodes aux données existantes, afin de :

- rentabiliser au maximum les enquêtes effectuées jusqu'à présent,
- tester l'efficacité de ces procédés et, le cas échéant, y apporter des améliorations,
- suggérer des compléments aux questionnaires utilisés jusqu'à maintenant.

Annexes

ANNEXE I. TABLES DE REED ET MERRELL (1)

TABLE I

$4m_1$	$4q_1$	Δ	$4m_1$	$4q_1$	Δ
		.00			.00
.000	.00 000	399	.020	.07 707	371
.001	.00 399	398	.021	.08 078	369
.002	.00 797	396	.022	.08 447	367
.003	.01 193	395	.023	.08 814	366
.004	.01 588	393	.024	.09 180	365
.005	.01 981	392	.025	.09 545	364
.006	.02 373	391	.026	.09 909	362
.007	.02 764	389	.027	.10 271	360
.008	.03 153	387	.028	.10 631	359
.009	.03 540	386	.029	.10 991	358
.010	.03 926	385	.030	.11 349	356
.011	.04 311	383	.031	.11 705	356
.012	.04 694	381	.032	.12 061	354
.013	.05 075	381	.033	.12 415	352
.014	.05 456	378	.034	.12 757	352
.015	.05 834	378	.035	.13 119	350
.016	.06 212	376	.036	.13 469	348
.017	.06 588	374	.037	.13 817	348
.018	.06 962	373	.038	.14 165	346
.019	.07 335	372	.039	.14 511	344
.020	.07 707	371	.040	.14 855	

Tables de Reed et Merrell

Complément à la table 1 publiée dans : "L'Analyse Démographique" de R. Pressat.
Calcul de : $4Q_1 = 1 - e^{-4 \cdot 4m_1} - 0,008(4)^3 \cdot 4m_1^2$

$4m_1$	$4q_1$	Δ	$4m_1$	$4q_1$	Δ
.041	.15198	343	.066	.23373	312
.042	.15540	342	.067	.23684	311
.043	.15881	340	.068	.23994	309
.044	.16221	339	.069	.24303	308
.045	.16559	338	.070	.24610	307
.046	.17232	336	.071	.24917	306
.047	.17232	335	.072	.25222	305
.048	.17566	334	.073	.25526	304
.049	.17899	333	.074	.25829	302
.050	.18231	331	.075	.26131	301
.051	.18562	330	.076	.26431	300
.052	.18891	329	.077	.26731	299
.053	.19219	328	.078	.27029	298
.054	.19546	326	.079	.27326	297
.055	.19872	325	.080	.27622	296
.056	.20196	324	.081	.27917	294
.057	.20519	323	.082	.28211	293
.058	.20841	321	.083	.28503	292
.059	.21162	320	.084	.28795	291
.060	.21482	319	.085	.29085	290
.061	.21800	318	.086	.29375	289
.062	.22117	317	.087	.29663	288
.063	.22433	315	.088	.29950	287
.064	.22748	314	.089	.30236	285
.065	.23061	313	.090	.30521	

(1) extraites de "L'Analyse démographique", P.U.F. 1969, 2^{ème} édition, pp. 311-317, par Roland PRESSAT qui précise: "La table 1 a été calculée par nous, celle proposée par Reed et Merrell tenant compte du sous-enregistrement des tout jeunes enfants dans les recensements américains de 1910, 1920 et 1930. Nous fournissons les valeurs de $4q_1$ avec cinq chiffres seulement (les tables de Reed et Merrell en donnent six), ce qui dans la pratique suffit amplement".

TABLE 2. PARTIE A

${}_5m_x$	${}_5q_x$	Δ	${}_5m_x$	${}_5q_x$	Δ	${}_5m_x$	${}_5q_x$	Δ
		.00			.00			.00
.000	.000 000	4 989	.050	.223 144	3 952	.100	.399 504	3 116
.001	.004 989	4 985	.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	3 696	.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

TABLE 2. PARTIE B

s^m_x	s^q_x	Δ	s^m_x	s^q_x	Δ	s^m_x	s^q_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

TABLE 2. PARTIE C

s^m_x	s^q_x	Δ	s^m_x	s^q_x	Δ	s^m_x	s^q_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	528
.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	

TABLE 3. PARTIE A

$10^m x$	$10^q x$	Δ	$10^m x$	$10^q x$	Δ	$10^m x$	$10^q x$	Δ
		.00			.00			.00
.000	.000 000	9 959	.050	.405 479	6 391	.100	.660 404	3 920
.001	.009 959	9 874	.051	.411 870	6 332	.101	.664 324	3 879
.002	.019 833	9 792	.052	.418 202	6 273	.102	.668 203	3 840
.003	.029 625	9 709	.053	.424 475	6 214	.103	.672 043	3 800
.004	.039 334	9 627	.054	.430 689	6 156	.104	.675 843	3 762
.005	.048 961	9 546	.055	.436 845	6 098	.105	.679 605	3 723
.006	.058 507	9 465	.056	.442 943	6 041	.106	.683 328	3 685
.007	.067 972	9 384	.057	.448 984	5 985	.107	.687 013	3 646
.008	.077 356	9 305	.058	.454 969	5 928	.108	.690 659	3 610
.009	.086 661	9 225	.059	.460 897	5 872	.109	.694 269	3 571
.010	.095 886	9 147	.060	.466 769	5 818	.110	.697 840	3 535
.011	.105 033	9 068	.061	.472 585	5 762	.111	.701 375	3 499
.012	.114 101	8 990	.062	.478 347	5 706	.112	.704 874	3 462
.013	.123 091	8 915	.063	.484 053	5 653	.113	.708 336	3 426
.014	.132 004	8 836	.064	.489 706	5 598	.114	.711 762	3 390
.015	.140 840	8 760	.065	.495 304	5 546	.115	.715 152	3 355
.016	.149 600	8 684	.066	.500 850	5 492	.116	.718 507	3 320
.017	.158 284	8 608	.067	.506 342	5 439	.117	.721 827	3 285
.018	.166 892	8 534	.068	.511 781	5 388	.118	.725 112	3 251
.019	.175 426	8 459	.069	.517 169	5 335	.119	.728 363	3 216
.020	.183 885	8 386	.070	.522 504	5 284	.120	.731 579	3 183
.021	.192 271	8 312	.071	.527 788	5 234	.121	.734 762	3 149
.022	.200 583	8 239	.072	.533 022	5 182	.122	.737 911	3 116
.023	.208 822	8 167	.073	.538 204	5 132	.123	.741 027	3 083
.024	.216 989	8 095	.074	.543 336	5 083	.124	.744 110	3 050
.025	.225 084	8 023	.075	.548 419	5 033	.125	.747 160	3 018
.026	.233 107	7 953	.076	.553 452	4 984	.126	.750 178	2 986
.027	.241 060	7 882	.077	.558 436	4 935	.127	.753 164	2 954
.028	.248 942	7 812	.078	.563 371	4 887	.128	.756 118	2 923
.029	.256 754	7 743	.079	.568 258	4 840	.129	.759 041	2 891
.030	.264 497	7 673	.080	.573 098	4 791	.130	.761 932	2 861
.031	.272 170	7 606	.081	.577 889	4 745	.131	.764 793	2 830
.032	.279 776	7 536	.082	.582 634	4 698	.132	.767 623	2 799
.033	.287 312	7 470	.083	.587 332	4 652	.133	.770 422	2 769
.034	.294 782	7 402	.084	.591 984	4 605	.134	.773 191	2 740
.035	.302 184	7 336	.085	.596 589	4 560	.135	.775 931	2 710
.036	.309 520	7 269	.086	.601 149	4 515	.136	.778 641	2 680
.037	.316 789	7 204	.087	.605 664	4 470	.137	.781 321	2 652
.038	.323 993	7 139	.088	.610 134	4 425	.138	.783 973	2 623
.039	.331 132	7 073	.089	.614 559	4 382	.139	.786 596	2 594
.040	.338 205	7 010	.090	.618 941	4 337	.140	.789 190	2 567
.041	.345 215	6 946	.091	.623 278	4 294	.141	.791 757	2 538
.042	.352 161	6 881	.092	.627 572	4 251	.142	.794 295	2 511
.043	.359 042	6 820	.093	.631 823	4 209	.143	.796 806	2 483
.044	.365 862	6 756	.094	.636 032	4 166	.144	.799 289	2 456
.045	.372 618	6 695	.095	.640 198	4 123	.145	.801 745	2 429
.046	.379 313	6 633	.096	.644 321	4 083	.146	.804 174	2 402
.047	.385 946	6 572	.097	.648 404	4 041	.147	.806 576	2 376
.048	.392 518	6 511	.098	.652 445	4 000	.148	.808 952	2 350
.049	.399 029	6 450	.099	.656 445	3 959	.149	.811 302	2 324
.050	.405 479	6 391	.100	.660 404	3 920	.150	.813 626	2 298

TABLE 3. PARTIE B

$10^m x$	$10^q x$	Δ	$10^m x$	$10^q x$	Δ	$10^m x$	$10^q x$	Δ
		.00			.00			.000
.150	.813 626	2 298	.200	.901 726	1 290	.250	.950 213	693
.151	.815 924	2 273	.201	.903 016	1 274	.251	.950 906	683
.152	.818 197	2 248	.202	.904 290	1 259	.252	.951 589	675
.153	.820 445	2 222	.203	.905 549	1 244	.253	.952 264	666
.154	.822 667	2 198	.204	.906 793	1 228	.254	.952 930	658
.155	.824 865	2 174	.205	.908 021	1 215	.255	.953 588	649
.156	.827 039	2 149	.206	.909 236	1 199	.256	.954 237	641
.157	.829 188	2 125	.207	.910 435	1 185	.257	.954 878	633
.158	.831 313	2 102	.208	.911 620	1 171	.258	.955 511	624
.159	.833 415	2 078	.209	.912 791	1 157	.259	.956 135	617
.160	.835 493	2 054	.210	.913 948	1 142	.260	.956 752	608
.161	.837 547	2 032	.211	.915 090	1 129	.261	.957 360	601
.162	.839 579	2 008	.212	.916 219	1 115	.262	.957 961	593
.163	.841 587	1 986	.213	.917 334	1 102	.263	.958 554	585
.164	.843 573	1 964	.214	.918 436	1 088	.264	.959 139	577
.165	.845 537	1 941	.215	.919 524	1 075	.265	.959 716	570
.166	.847 478	1 920	.216	.920 599	1 062	.266	.960 286	562
.167	.849 398	1 897	.217	.921 661	1 049	.267	.960 848	555
.168	.851 295	1 876	.218	.922 710	1 036	.268	.961 403	548
.169	.853 171	1 855	.219	.923 746	1 024	.269	.961 951	541
.170	.855 026	1 833	.220	.924 770	1 011	.270	.962 492	534
.171	.856 859	1 813	.221	.925 781	0 998	.271	.963 026	526
.172	.858 672	1 792	.222	.926 779	0 986	.272	.963 552	520
.173	.860 464	1 771	.223	.927 765	0 974	.273	.964 072	513
.174	.862 235	1 751	.224	.928 739	0 962	.274	.964 585	506
.175	.863 986	1 731	.225	.929 701	0 950	.275	.965 091	499
.176	.865 717	1 711	.226	.930 651	0 939	.276	.965 590	493
.177	.867 428	1 692	.227	.931 590	0 926	.277	.966 083	486
.178	.869 120	1 672	.228	.932 516	0 916	.278	.966 569	480
.179	.870 792	1 652	.229	.933 432	0 904	.279	.967 049	473
.180	.872 444	1 633	.230	.934 336	0 892	.280	.967 522	467
.181	.874 077	1 615	.231	.935 228	0 882	.281	.967 989	461
.182	.875 692	1 596	.232	.936 110	0 871	.282	.968 450	455
.183	.877 288	1 577	.233	.936 981	0 859	.283	.968 905	449
.184	.878 865	1 559	.234	.937 840	0 849	.284	.969 354	443
.185	.880 424	1 540	.235	.938 689	0 839	.285	.969 797	436
.186	.881 964	1 523	.236	.939 528	0 827	.286	.970 233	431
.187	.883 487	1 505	.237	.940 355	0 818	.287	.970 664	426
.188	.884 992	1 487	.238	.941 173	0 807	.288	.971 090	419
.189	.886 479	1 470	.239	.941 980	0 797	.289	.971 509	414
.190	.887 949	1 452	.240	.942 777	0 787	.290	.971 923	408
.191	.889 401	1 436	.241	.943 564	0 777	.291	.972 331	403
.192	.890 837	1 418	.242	.944 341	0 767	.292	.972 734	397
.193	.892 255	1 402	.243	.945 108	0 758	.293	.973 131	392
.194	.893 657	1 386	.244	.945 866	0 748	.294	.973 523	387
.195	.895 043	1 368	.245	.946 614	0 738	.295	.973 910	381
.196	.896 411	1 353	.246	.947 352	0 729	.296	.974 291	377
.197	.897 764	1 337	.247	.948 081	0 720	.297	.974 668	371
.198	.899 101	1 320	.248	.948 801	0 710	.298	.975 039	366
.199	.900 421	1 305	.249	.949 511	0 702	.299	.975 405	361
.200	.901 726	1 290	.250	.950 213	0 693	.300	.975 766	356

TABLE 3. PARTIE C

$10^m x$	$10^q x$	Δ	$10^m x$	$10^q x$	Δ	$10^m x$	$10^q x$	Δ
		.000			.000			.0000
.300	.975 766	356	.350	.988 667	175	.400	.994 908	82
.301	.976 122	352	.351	.988 842	173	.401	.994 990	82
.302	.976 474	346	.352	.989 015	171	.402	.995 072	80
.303	.976 820	342	.353	.989 186	168	.403	.995 152	80
.304	.977 162	337	.354	.989 354	165	.404	.995 232	77
.305	.977 499	333	.355	.989 519	163	.405	.995 309	77
.306	.977 832	328	.356	.989 682	161	.406	.995 386	76
.307	.978 160	323	.357	.989 843	158	.407	.995 462	74
.308	.978 483	319	.358	.990 001	157	.408	.995 536	73
.309	.978 802	315	.359	.990 158	153	.409	.995 609	72
.310	.979 117	310	.360	.990 311	152	.410	.995 681	71
.311	.979 427	306	.361	.990 463	149	.411	.995 752	70
.312	.979 733	302	.362	.990 612	147	.412	.995 822	69
.313	.980 035	297	.363	.990 759	145	.413	.995 891	68
.314	.980 332	294	.364	.990 904	143	.414	.995 959	66
.315	.980 626	289	.365	.991 047	141	.415	.996 025	66
.316	.980 915	285	.366	.991 188	139	.416	.996 091	64
.317	.981 200	282	.367	.991 327	136	.417	.996 155	64
.318	.981 482	277	.368	.991 463	135	.418	.996 219	63
.319	.981 759	274	.369	.991 598	133	.419	.996 282	61
.320	.982 033	269	.370	.991 731	130	.420	.996 343	61
.321	.982 302	266	.371	.991 861	129	.421	.996 404	60
.322	.982 568	263	.372	.991 990	127	.422	.996 464	58
.323	.982 831	258	.373	.992 117	125	.423	.996 522	58
.324	.983 089	255	.374	.992 242	123	.424	.996 580	57
.325	.983 344	252	.375	.992 365	121	.425	.996 637	56
.326	.983 596	248	.376	.992 486	120	.426	.996 693	56
.327	.983 844	244	.377	.992 606	117	.427	.996 749	54
.328	.984 088	241	.378	.992 723	116	.428	.996 803	53
.329	.984 329	237	.379	.992 839	114	.429	.996 856	53
.330	.984 566	234	.380	.992 953	113	.430	.996 909	52
.331	.984 800	231	.381	.993 066	111	.431	.996 961	50
.332	.985 031	228	.382	.993 177	109	.432	.997 011	51
.333	.985 259	224	.383	.993 286	107	.433	.997 062	49
.334	.985 483	221	.384	.993 393	106	.434	.997 111	49
.335	.985 704	218	.385	.993 499	104	.435	.997 160	47
.336	.985 922	215	.386	.993 603	103	.436	.997 207	47
.337	.986 137	212	.387	.993 706	101	.437	.997 254	47
.338	.986 349	209	.388	.993 807	100	.438	.997 301	45
.339	.986 558	206	.389	.993 907	098	.439	.997 346	45
.340	.986 764	203	.390	.994 005	096	.440	.997 391	44
.341	.986 967	200	.391	.994 101	096	.441	.997 435	43
.342	.987 167	197	.392	.994 197	093	.442	.997 478	43
.343	.987 364	194	.393	.994 290	093	.443	.997 521	42
.344	.987 558	192	.394	.994 383	090	.444	.997 563	42
.345	.987 750	188	.395	.994 473	090	.445	.997 605	40
.346	.987 938	186	.396	.994 563	088	.446	.997 645	40
.347	.988 124	184	.397	.994 651	087	.447	.997 685	40
.348	.988 308	180	.398	.994 738	085	.448	.997 725	38
.349	.988 488	179	.399	.994 823	085	.449	.997 763	39
.350	.988 667	175	.400	.994 908	082	.450	.997 802	

ANNEXE 2
 SENEGAL, NIAKHAR – REPARTITION DES NAISSANCES SELON LE MOIS
 DE L'ANNEE (1963-1967)
 (POUR 1 200 NAISSANCES ANNUELLES)

Mois de naissance	Moyenne des années	Moyenne mobile sur (3 mois)
Janvier	116	111
Février	99	104
Mars	96	95
Avril	89	90
Mai	84	83
Juin	77	80
Juillet	79	89
Août	111	100
Septembre	110	120
Octobre	139	111
Novembre	84	113
Décembre	116	105
Total	1 200	1 201

Source : "Allaitement, mortalité de l'enfance et fécondité dans une zone rurale du Sénégal" P. Cantrelle – ORSTOM A. Leridon – INED Mai 1971. p. 14

ANNEXE 3
 TABLE DE REFERENCE DE W. BRASS

Age	Survivants pour 10 000 à la naissance	Logits
0	10 000	– inf.
1	8 802	– 0,9972
2	8 355	– 0,8053
3	8 101	– 0,7253
4	7 964	– 0,6820
5	7 863	– 0,6514
10	7 502	– 0,5498
15	7 362	– 0,5132
20	7 130	– 0,4550
25	6 826	– 0,3829
30	6 525	– 0,3150
35	6 223	– 0,2497
40	5 898	– 0,1816
45	5 535	– 0,1074
50	5 106	– 0,0212
55	4 585	+ 0,0832
60	3 965	+ 0,2100
65	3 210	+ 0,3746
70	2 380	+ 0,5818
75	1 516	+ 0,8611
80	768	+ 1,2433
85	276	+ 1,7810
90	59	+ 2,5634
95	6	+ 3,7090
100	0	+ inf.

ANNEXE 4
MODELE DE LEDERMANN

4.a. Haute-Volta – Hommes (réseau 1)

Age en années	Sx	D(x, x + t)	Q x ‰		
			Médian	Inférieur	Supérieur
0-1	1 000.00	232.93	232.93	187.09	290.00
1-4	767.07	133.76	174.38	108.44	280.40
5-9	633.31	28.80	45.47	23.40	88.35
10-14	604.51	15.55	25.72	15.24	43.42
15-19	588.96	22.99	39.03	22.09	68.97
20-24	565.97	32.61	57.63	30.93	107.36
25-29	533.36	34.28	64.28	36.75	112.43
30-34	499.07	35.59	71.31	44.26	114.87
35-39	463.49	39.99	86.28	59.22	125.71
40-44	423.50	43.36	102.39	75.45	138.94
45-49	380.14	46.80	123.11	99.29	152.66
50-54	333.34	51.60	154.78	133.20	179.86
55-59	281.74	56.59	200.86	175.12	230.38
60-64	225.15	58.17	258.37	226.44	294.80
65-69	166.98	55.14	330.21	278.66	391.30
70-74	111.84	49.67	444.09	381.19	517.37
75-79	62.17	34.87	560.90	463.94	678.13
80-84	27.30	18.19	666.25	539.91	822.15

4.a. Haute-Volta – Femmes (réseau 1)

0-1	1 000.00	205.57	205.57	168.78	250.39
1-4	794.43	143.62	180.78	107.67	303.53
5-9	650.81	31.53	48.44	25.92	90.54
10-14	619.28	19.92	32.16	16.49	62.71
15-19	599.37	29.11	48.56	25.10	93.97
20-24	570.26	36.82	64.57	34.18	121.97
25-29	533.44	37.84	70.94	40.98	122.79
30-34	495.60	37.16	74.97	46.83	120.03
35-39	458.44	35.85	78.21	53.64	114.03
40-44	422.59	35.52	84.06	61.63	114.66
45-49	387.06	35.63	92.05	73.52	115.25
50-54	351.44	40.25	114.53	96.08	136.52
55-59	311.18	47.50	152.64	129.25	180.27
60-64	263.68	54.87	208.10	177.41	244.11
65-69	208.81	60.21	288.36	239.90	346.61
70-74	148.60	57.98	390.15	324.05	469.74
75-79	90.62	45.74	504.75	411.70	618.82
80-84	44.88	28.20	628.27	506.26	779.68

4.a. Haute-Volta – Ensemble des deux sexes (réseau 1)

0-1	1 000.00	219.38	219.38	178.21	270.06
1-4	780.62	138.49	177.41	108.58	289.89
5-9	642.13	29.36	45.72	25.89	80.74
10-14	612.77	17.52	28.59	16.30	50.15
15-19	595.25	25.84	43.41	23.93	78.74
20-24	569.41	34.53	60.65	33.29	110.50
25-29	534.88	35.99	67.29	39.86	113.59
30-34	498.89	36.38	72.93	46.99	113.19

Age en années	Sx	D(x, x + t)	Q x ‰		
			Médian	Inférieur	Supérieur
35-39	462.50	38.11	82.41	58.53	116.03
40-44	424.39	39.54	93.17	71.72	121.03
45-49	384.85	41.38	107.53	92.30	125.27
50-54	343.47	46.33	134.88	125.59	144.87
55-59	297.14	52.42	176.41	168.81	184.35
60-64	244.72	56.77	231.96	216.59	248.43
65-69	187.95	57.45	305.67	270.98	344.79
70-74	130.50	54.11	414.64	358.37	479.74
75-79	76.39	40.21	526.33	436.43	634.76
80-84	36.18	23.18	640.60	520.39	788.58
4.b. Togo – Hommes (réseau 1)					
0-1	1 000.00	186.25	186.25	149.60	231.88
1-4	813.75	96.99	119.19	74.13	191.66
5-9	716.76	24.91	34.75	17.89	67.52
10-14	691.85	14.42	20.85	12.35	35.19
15-19	677.42	22.28	32.89	18.61	58.11
20-24	655.14	31.75	48.46	26.01	90.29
25-29	623.39	33.95	54.45	31.13	95.24
30-34	589.45	35.84	60.80	37.74	97.95
35-39	553.61	41.45	74.87	51.39	109.09
40-44	512.16	46.45	90.69	66.83	123.06
45-49	465.71	52.33	112.36	90.61	139.32
50-54	413.39	59.83	144.74	124.56	168.19
55-59	353.55	67.73	191.56	167.01	219.72
60-64	285.83	71.17	249.01	218.24	284.12
65-69	214.66	68.58	319.49	269.61	378.60
70-74	146.07	63.07	431.75	370.60	502.99
75-79	83.01	45.62	549.57	454.57	664.43
80-84	37.39	24.58	657.41	532.74	811.24
4.b. Togo – Femmes (réseau 1)					
0-1	1 000.00	161.08	161.08	132.25	196.20
1-4	838.92	101.57	121.07	72.11	203.28
5-9	737.35	26.20	35.54	19.01	66.42
10-14	711.14	17.67	24.85	12.74	48.45
15-19	693.48	27.00	38.93	20.12	75.33
20-24	666.48	35.01	52.53	27.81	99.22
25-29	631.47	36.89	58.42	33.75	101.13
30-34	594.58	37.01	62.25	38.88	99.66
35-39	557.57	36.81	66.01	45.27	96.24
40-44	520.76	38.07	73.11	53.60	99.72
45-49	482.69	40.12	83.12	66.39	104.06
50-54	442.57	46.74	105.61	88.60	125.89
55-59	395.83	56.29	142.21	120.41	167.95
60-64	339.54	66.28	195.21	166.42	228.99
65-69	273.26	74.61	273.05	227.17	328.21
70-74	198.64	73.97	372.35	309.26	448.31
75-79	124.68	60.89	488.37	398.34	598.74
80-84	63.79	39.27	615.64	496.08	764.01

Age en années	Sx	D(x, x + t)	Q x ‰		
			Médian	Inférieur	Supérieur
4.b. Togo – Ensemble des deux sexes (réseau 1)					
0-1	1 000.00	173.85	173.85	141.23	214.02
1-4	826.15	99.23	120.11	73.51	196.26
5-9	726.92	24.95	34.33	19.44	60.63
10-14	701.96	15.91	22.66	12.92	39.75
15-19	686.05	24.54	35.77	19.72	64.89
20-24	661.51	33.27	50.30	27.61	91.65
25-29	628.24	35.35	56.27	33.33	94.98
30-34	592.89	36.40	61.39	39.56	95.28
35-39	556.49	39.28	70.58	50.13	99.38
40-44	517.21	42.34	81.87	63.03	106.35
45-49	474.87	46.39	97.69	83.85	113.80
50-54	428.48	53.76	125.46	116.82	134.75
55-59	374.72	62.41	166.56	159.39	174.06
60-64	312.31	68.96	220.80	206.16	236.47
65-69	243.35	71.22	292.65	259.44	330.11
70-74	172.13	68.73	399.30	345.12	461.99
75-79	103.40	52.97	512.25	424.75	617.77
80-84	50.43	31.76	629.75	511.58	775.23
4.c. Sud Bénoué – Hommes (réseau 1)					
0-1	1 000.00	175.47	175.47	140.94	218.46
1-4	824.53	91.35	110.79	68.90	178.14
5-9	733.18	22.44	30.60	15.75	59.46
10-14	710.74	12.89	18.14	10.75	30.62
15-19	697.85	19.42	27.83	15.75	49.17
20-24	678.43	27.31	40.26	21.61	75.01
25-29	651.12	27.55	42.32	24.20	74.01
30-34	623.57	28.61	45.88	28.48	73.91
35-39	594.96	31.65	53.20	36.51	77.51
40-44	563.31	36.26	64.36	47.43	87.34
45-49	527.05	41.88	79.46	64.08	98.53
50-54	485.17	49.62	102.26	88.01	118.83
55-59	435.56	58.86	135.14	117.82	155.00
60-64	376.70	69.38	184.18	161.42	210.15
65-69	307.32	78.27	254.69	214.93	301.81
70-74	229.04	81.70	356.68	306.17	415.53
75-79	147.35	70.73	480.03	397.05	580.36
80-84	76.62	47.14	615.26	498.59	759.23
4.c. Sud Bénoué – Femmes (réseau 1)					
0-1	1 000.00	152.85	152.85	125.49	186.17
1-4	847.15	93.32	110.15	65.61	184.95
5-9	753.84	23.03	30.55	16.35	57.10
10-14	730.81	14.95	20.45	10.49	39.88
15-19	715.86	21.64	30.23	15.62	58.50
20-24	694.22	27.48	39.58	20.95	74.76
25-29	666.74	28.78	43.17	24.94	74.73
30-34	637.96	29.46	46.17	28.84	73.92
35-39	608.50	30.34	49.86	34.20	72.69
40-44	578.17	31.34	54.21	39.75	73.95
45-49	546.82	33.37	61.02	48.74	76.40
50-54	513.45	39.83	77.57	65.07	92.46

Age en années	Sx	D(x, x + t)	Q x ‰		
			Médian	Inférieur	Supérieur
55-59	473.63	49.89	105.33	89.19	124.39
60-64	423.74	63.95	150.92	128.67	177.03
65-69	359.79	78.66	218.62	181.88	262.78
70-74	281.13	89.66	318.94	264.90	384.00
75-79	191.47	84.07	439.11	358.16	538.35
80-84	107.39	62.16	578.78	466.38	718.27
4.c. Sud Bénoué – Ensemble des deux sexes (réseau 1)					
0-1	1 000.00	164.42	164.42	133.57	202.40
1-4	835.58	92.31	110.47	67.61	180.52
5-9	743.27	22.42	30.17	17.08	53.27
10-14	720.85	13.89	19.27	10.99	33.80
15-19	706.95	20.50	28.99	15.98	52.60
20-24	686.46	27.43	39.96	21.93	72.81
25-29	659.02	28.21	42.81	25.36	72.26
30-34	630.81	29.09	46.12	29.72	71.57
35-39	601.72	31.09	51.67	36.70	72.76
40-44	570.63	33.89	59.39	45.72	77.15
45-49	536.74	37.78	70.39	60.42	82.01
50-54	498.95	44.96	90.10	83.90	96.77
55-59	454.00	54.58	120.21	115.03	125.62
60-64	399.42	66.76	167.14	156.06	179.00
65-69	332.66	78.32	235.44	208.72	265.58
70-74	254.34	85.59	336.50	290.84	389.33
75-79	168.75	76.99	456.23	378.30	550.21
80-84	91.76	54.42	593.04	481.75	730.03
4.d. Nord Bénoué – Hommes (réseau 1)					
0-1	1 000.00	235.67	235.67	189.29	293.41
1-4	764.33	137.43	179.80	111.82	289.12
5-9	626.91	28.31	45.15	23.24	87.73
10-14	598.60	15.08	25.19	14.92	42.53
15-19	583.52	21.95	37.61	21.28	66.45
20-24	561.57	30.97	55.15	29.60	102.75
25-29	530.60	31.79	59.91	34.26	104.79
30-34	498.81	32.75	65.65	40.75	105.77
35-39	466.06	36.09	77.43	53.15	112.82
40-44	429.97	39.37	91.56	67.47	124.25
45-49	390.60	42.75	109.45	88.27	135.72
50-54	347.85	47.67	137.04	117.93	159.24
55-59	300.18	53.19	177.19	154.48	203.24
60-64	246.99	57.23	231.69	203.06	264.36
65-69	189.77	57.78	304.48	256.95	360.81
70-74	131.99	54.74	414.78	356.03	483.21
75-79	77.24	41.28	534.45	442.06	646.15
80-84	35.96	23.41	651.01	527.56	803.35
4.d. Nord Bénoué – Femmes (réseau 1)					
0-1	1 000.00	209.20	209.20	171.76	254.81
1-4	790.80	146.67	185.47	110.47	311.41
5-9	644.13	30.89	47.96	25.66	89.64
10-14	613.23	19.05	31.07	15.93	60.59
15-19	594.18	27.11	45.63	23.58	88.30
20-24	567.06	33.94	59.85	31.68	113.05

Age en années	Sx	D(x, x + t)	Q x ‰		
			Médian	Inférieur	Supérieur
25-29	533.13	34.73	65.14	37.63	112.76
30-34	498.40	34.32	68.87	43.01	110.25
35-39	464.08	33.48	72.15	49.48	105.19
40-44	430.59	33.01	76.66	56.20	104.56
45-49	397.58	33.06	83.14	66.41	104.09
50-54	364.53	37.59	103.13	86.52	122.93
55-59	326.93	45.01	137.67	116.57	162.59
60-64	281.93	53.73	190.57	162.47	223.54
65-69	228.20	60.98	267.22	222.31	321.19
70-74	167.22	61.95	370.50	307.72	446.08
75-79	105.27	51.29	487.22	397.40	597.33
80-84	53.98	33.23	615.61	496.06	763.97
4.d. Nord Bénoué – Ensemble des deux sexes (réseau 1)					
0-1	1 000.00	222.58	222.58	180.81	274.00
1-4	777.42	141.85	182.47	111.67	298.15
5-9	635.56	28.91	45.48	25.75	80.32
10-14	606.66	16.90	27.86	15.88	48.87
15-19	589.75	24.35	41.28	22.76	74.89
20-24	565.41	32.33	57.19	31.39	104.19
25-29	533.07	33.23	62.34	36.93	105.23
30-34	499.84	33.57	67.17	43.28	104.25
35-39	466.27	34.95	74.96	53.24	105.54
40-44	431.32	36.28	84.12	64.76	109.27
45-49	395.04	38.06	96.35	82.70	112.25
50-54	356.98	42.93	120.26	111.98	129.16
55-59	314.04	49.37	157.22	150.45	164.29
60-64	264.67	55.65	210.25	196.31	225.18
65-69	209.02	59.21	283.29	251.15	319.55
70-74	149.81	58.54	390.78	337.75	452.13
75-79	91.27	46.16	505.76	419.37	609.95
80-84	45.11	28.32	627.78	509.98	772.80
4.e. Cameroun Occidental – Hommes (réseau 1)					
0-1	1 000.00	198.10	198.10	159.12	246.63
1-4	801.90	103.95	129.63	80.62	208.45
5-9	697.95	27.22	39.00	20.07	75.78
10-14	670.73	15.76	23.50	13.92	39.67
15-19	654.97	24.71	37.73	21.36	66.68
20-24	630.25	35.53	56.37	30.26	105.02
25-29	594.72	39.56	66.52	38.03	116.35
30-34	555.16	42.12	75.88	47.10	122.24
35-39	513.03	50.06	97.58	66.97	142.17
40-44	462.97	54.68	118.11	87.04	160.27
45-49	408.29	59.76	146.37	118.04	181.49
50-54	348.53	65.64	188.33	162.07	218.84
55-59	282.89	70.48	249.15	217.22	285.77
60-64	212.41	66.36	312.42	273.82	356.48
65-69	146.05	55.36	379.05	319.87	449.18
70-74	90.69	45.22	498.67	428.04	580.95
75-79	45.47	27.67	608.64	503.42	735.84
80-84	17.79	12.30	691.29	560.20	853.05

Age en années	Sx	D(x, x + t)	Q x ‰		
			Médian	Inférieur	Supérieur
4.e. Cameroun Occidental – Femmes (réseau 1)					
0-1	1 000.00	170.69	170.69	140.14	207.90
1-4	829.31	111.12	134.00	79.81	224.98
5-9	718.18	29.25	40.73	21.79	76.13
10-14	688.93	20.18	29.29	15.02	57.13
15-19	668.75	31.96	47.79	24.70	92.48
20-24	636.79	41.94	65.87	34.87	124.42
25-29	594.84	44.17	74.26	42.90	128.54
30-34	550.67	43.42	78.84	49.25	126.23
35-39	507.26	41.79	82.39	56.51	120.13
40-44	465.46	42.95	92.28	67.66	125.87
45-49	422.51	44.53	105.40	84.18	131.96
50-54	377.98	50.52	133.66	112.13	159.32
55-59	327.46	58.52	178.71	151.32	211.06
60-64	268.94	63.88	237.51	202.48	278.60
65-69	205.06	66.33	323.46	269.10	388.80
70-74	138.73	58.16	419.26	348.22	504.78
75-79	80.57	42.69	529.86	432.19	649.61
80-84	37.88	24.45	645.55	520.19	801.13
4.e. Cameroun Occidental – Ensemble des deux sexes (réseau 1)					
0-1	1 000.00	184.52	184.52	149.89	227.14
1-4	815.48	107.44	131.75	80.63	215.28
5-9	708.04	27.36	38.64	21.88	68.24
10-14	680.68	17.72	26.03	14.84	45.65
15-19	662.97	28.14	42.45	23.40	77.00
20-24	634.82	38.44	60.55	33.23	110.32
25-29	596.39	41.69	69.90	41.41	118.00
30-34	554.70	42.69	76.96	49.59	119.44
35-39	512.01	46.11	90.05	63.96	126.80
40-44	465.90	48.90	104.96	80.80	136.35
45-49	417.00	52.35	125.54	107.76	146.25
50-54	364.65	58.83	161.35	150.23	173.29
55-59	305.81	65.19	213.17	203.99	222.76
60-64	240.62	65.59	272.57	254.50	291.93
65-69	175.04	60.41	345.14	305.97	389.32
70-74	114.62	52.13	454.75	393.05	526.15
75-79	62.50	34.96	559.45	463.89	674.69
80-84	27.53	18.15	659.36	535.63	811.68
4.f. Burundi 1965 – Hommes (réseau 1)					
0-1	1 000.00	199.94	199.94	160.59	248.92
1-4	800.06	110.22	137.76	85.67	221.52
5-9	689.84	24.90	36.09	18.58	70.13
10-14	664.94	13.80	20.75	12.30	35.03
15-19	651.14	20.38	31.30	17.72	55.31
20-24	630.76	28.67	45.46	24.40	84.69
25-29	602.09	28.94	48.06	27.48	84.06
30-34	573.15	29.89	52.14	32.37	84.00
35-39	543.26	32.82	60.41	41.46	88.02
40-44	510.44	36.90	72.29	53.28	98.10
45-49	473.54	41.61	87.86	70.85	108.95
50-54	431.94	48.20	111.60	96.04	129.68

Age en années	Sx	D(x, x + t)	Q x ‰		
			Médian	Inférieur	Supérieur
55-59	383.73	56.00	145.93	127.23	167.39
60-64	327.73	64.37	196.40	172.13	224.09
65-69	263.37	70.60	268.05	226.21	317.64
70-74	192.77	71.80	372.46	319.71	433.92
75-79	120.97	59.89	495.10	409.51	598.57
80-84	61.08	38.22	625.79	507.12	772.22
4.f. Burundi 1965 – Femmes (réseau 1)					
0-1	1 000.00	175.90	175.90	144.42	214.25
1-4	824.10	114.50	138.94	82.75	233.28
5-9	709.60	26.24	36.97	19.78	69.11
10-14	683.36	16.55	24.22	12.42	47.22
15-19	666.81	23.59	35.38	18.29	68.47
20-24	643.22	29.69	46.16	24.44	87.19
25-29	613.53	30.77	50.16	28.98	86.82
30-34	582.75	31.11	53.38	33.34	85.46
35-39	551.65	31.43	56.97	39.08	83.06
40-44	520.22	31.79	61.11	44.80	83.36
45-49	488.43	32.97	67.49	53.91	84.50
50-54	455.46	38.63	84.81	71.15	101.10
55-59	416.83	47.68	114.39	96.86	135.09
60-64	369.15	59.90	162.27	138.34	190.34
65-69	309.25	71.95	232.65	193.56	279.65
70-74	237.30	79.41	334.65	277.95	402.92
75-79	157.89	71.69	454.08	370.37	556.70
80-84	86.19	50.90	590.52	475.84	732.84
4.f. Burundi 1965 – Ensemble des deux sexes (réseau 1)					
0-1	1 000.00	188.15	188.15	152.85	231.62
1-4	811.85	112.28	138.30	84.64	225.99
5-9	699.56	25.14	35.93	20.35	63.46
10-14	674.43	15.11	22.40	12.77	39.29
15-19	659.32	21.90	33.22	18.31	60.26
20-24	637.42	29.17	45.76	25.12	83.38
25-29	608.25	29.87	49.11	29.10	82.91
30-34	578.37	30.55	52.82	34.03	81.97
35-39	547.82	32.24	58.85	41.79	82.86
40-44	515.59	34.44	66.79	51.42	86.76
45-49	481.15	37.44	77.81	66.79	90.65
50-54	443.71	43.65	98.38	91.60	105.66
55-59	400.06	52.04	130.09	124.49	135.94
60-64	348.01	62.23	178.83	166.97	191.52
65-69	285.78	71.13	248.88	220.64	280.74
70-74	214.65	75.60	352.19	304.40	407.48
75-79	139.06	65.49	470.93	390.49	567.94
80-84	73.57	44.43	603.86	490.55	743.35
4.g. Burundi 1970-71 – Hommes (réseau 3)					
0-1	1 000.00	180.05	180.05	140.66	230.46
1-4	819.95	93.50	114.03	74.78	173.90
5-9	726.45	22.76	31.32	16.99	57.76
10-14	703.70	13.05	18.54	11.50	29.91
15-19	690.65	19.63	28.42	16.51	48.91

Age en années	Sx	D(x, x + t)	Q x ‰		
			Médian	Inférieur	Supérieur
20-24	671.02	27.56	41.07	22.52	74.91
25-29	643.46	27.97	43.47	24.97	75.68
30-34	615.49	29.11	47.30	29.07	76.95
35-39	586.38	32.33	55.13	36.37	83.58
40-44	554.05	37.09	66.94	46.98	95.39
45-49	516.96	42.82	82.82	62.89	109.08
50-54	474.15	50.55	106.61	85.16	133.48
55-59	423.60	59.76	141.09	116.51	170.86
60-64	363.83	69.79	191.82	162.97	225.77
65-69	294.04	77.68	264.18	223.12	312.79
70-74	216.36	79.76	368.64	318.90	426.15
75-79	136.60	67.54	494.45	418.67	583.95
80-84	69.06	43.47	629.46	520.22	761.65

4.g. Burundi 1970-71 – Femmes (réseau 3)

0-1	1 000.00	156.87	156.87	123.52	199.23
1-4	843.13	95.98	113.83	71.46	181.34
5-9	747.15	23.50	31.45	18.89	54.41
10-14	723.65	15.20	21.00	11.38	38.77
15-19	708.45	22.09	31.18	16.47	59.01
20-24	686.37	28.04	40.85	21.80	76.55
25-29	658.33	29.41	44.68	25.80	77.38
30-34	628.92	30.04	47.77	29.69	76.86
35-39	598.87	30.88	51.56	34.98	76.00
40-44	568.00	31.86	56.09	39.87	78.92
45-49	536.13	33.94	63.30	48.02	83.43
50-54	502.20	40.48	80.61	64.44	100.85
55-59	461.71	50.66	109.73	90.02	133.76
60-64	411.05	64.63	157.24	135.79	182.08
65-69	346.42	78.83	227.56	193.17	268.06
70-74	267.59	88.50	330.74	281.96	387.95
75-79	179.09	81.01	452.36	372.93	538.72
80-84	98.07	58.18	593.25	483.89	727.32

4.g. Burundi 1970-71 – Ensemble des deux sexes. (réseau 3)

0-1	1 000.00	168.73	168.73	132.86	214.29
1-4	831.27	94.72	113.94	73.61	176.38
5-9	736.55	22.82	30.98	18.89	50.81
10-14	713.73	14.08	19.72	11.85	32.82
15-19	699.65	20.83	29.77	16.83	52.66
20-24	678.83	27.83	41.00	22.88	73.48
25-29	650.99	28.73	44.13	26.20	74.31
30-34	622.27	29.63	47.62	30.45	74.48
35-39	592.64	31.70	53.49	36.92	77.51
40-44	560.93	34.56	61.62	45.27	83.86
45-49	526.37	38.53	73.20	58.23	92.01
50-54	487.84	45.75	93.79	78.62	111.89
55-59	442.08	55.41	125.34	108.89	144.26
60-64	386.67	67.30	174.05	161.46	187.63
65-69	319.37	78.10	244.53	225.16	265.56
70-74	241.28	84.06	348.40	319.34	380.11
75-79	157.22	81.13	516.05	441.83	602.75
80-84	76.08	46.18	606.99	498.35	739.32

ANNEXE 5A
 SENEGAL – REPARTITION DE LA POPULATION PAR GROUPE
 D'AGES ET SEXE-ENQUETE 1960-61

Groupe d'âges	Effectifs (valeurs absolues)			Effectifs (p. 10 000)		H/F
	Hommes	Femmes	Ensemble	Hommes	Femmes	
0	58 040	63 820	121 860	187	205	0,909
1-4	228 900	230 080	458 980	736	740	0,995
5-9	249 100	234 500	483 600	801	754	1,062
10-14	138 480	117 680	256 160	445	378	1,177
15-19	104 280	130 840	235 120	335	421	0,797
20-24	105 100	142 280	247 380	338	458	0,739
25-29	121 860	164 340	286 200	392	528	0,742
30-34	105 080	112 460	217 540	338	362	0,934
35-39	91 500	96 660	188 160	294	311	0,947
40-44	70 920	66 620	137 540	228	214	1,065
45-49	71 900	61 340	133 240	231	19	1,172
50-54	52 580	43 140	95 720	169	139	1,219
55-59	43 620	31 500	75 120	140	101	1,385
60-64	31 360	25 880	57 240	101	83	1,212
65-69	20 520	16 380	36 900	66	53	1,253
70-74	15 650	17 060	32 710	50	55	0,917
75-79	10 750	10 160	20 910	35	33	1,058
80 et +	12 120	13 320	25 440	39	43	0,970
Ensemble	1 531 760	1 578 060	3 109 820	4 926	5 074	0,971

ANNEXE 5B
 SENEGAL-REPARTITION DE LA POPULATION PAR GROUPE
 D'AGES ET SEXE-ENQUETE 1970-71 (1^{er} passage)

Groupe d'âges	Effectifs valeurs absolues			Effectifs p. 10 000		H/F
	Hommes	Femmes	Ensemble	Hommes	Femmes	
0	67 640	64 770	132 410	180	172	1,044
1-4	255 070	250 720	505 790	679	668	1,017
5-9	274 200	267 390	541 590	730	712	1,025
10-14	205 840	209 220	415 060	548	557	0,984
15-19	171 980	199 240	371 220	458	531	0,863
20-24	121 260	171 450	292 710	323	457	0,707
25-29	116 690	151 730	268 420	311	404	0,769
30-34	109 640	134 680	244 320	292	359	0,814
35-39	108 120	114 110	222 230	288	304	0,948
40-44	93 500	91 830	185 330	249	245	1,018
45-49	77 200	64 710	141 910	206	172	1,193
50-54	66 010	57 860	123 870	176	154	1,141
55-59	54 530	43 950	98 480	145	117	1,241
60-64	41 870	35 040	76 910	111	93	1,195
65-69	30 100	21 680	51 780	80	58	1,388
70-74	23 670	15 940	39 610	63	42	1,485
75-79	12 370	7 660	20 030	33	20	1,615
80 et +	14 620	9 010	23 630	39	24	1,623
Ensemble	1 844 310	1 910 990	3 755 300	4 911	5 089	0,965

ANNEXE 6
ESTIMATION DE LA MORTALITE A PARTIR DE LA SURVIE DES ENFANTS :
FACTEURS MULTIPLICATEURS.

Groupe d'âges des mères	Age des enfants	P2/P3 = 0,616	0,577	0,535	0,490	0,441	0,421	0,344	0,271
		P1/P2 = 0,387	0,330	0,268	0,205	0,143	0,090	0,045	0,014
		$\bar{M} = 24,7$	25,7	26,7	27,7	28,7	29,7	30,7	31,7
		$M' = 24,2$	25,2	26,2	27,2	28,2	29,2	30,2	31,2
15-19	1	0,859	0,890	0,928	0,977	1,041	1,129	1,254	1,425
20-24	2	0,938	0,959	0,983	1,010	1,043	1,082	1,129	1,188
25-29	3	0,948	0,962	0,978	0,994	1,012	1,033	1,055	1,081
30-34	5	0,961	0,975	0,988	1,002	1,016	1,031	1,046	1,063
35-39	10	0,966	0,982	0,996	1,011	1,026	1,040	1,054	1,069
40-44	15	0,938	0,955	0,971	0,988	1,004	1,021	1,037	1,052
45-49	20	0,937	0,953	0,969	0,986	1,003	1,021	1,039	1,057
50-54	25	0,949	0,966	0,983	1,001	1,019	1,036	1,054	1,072
55-59	30	0,951	0,968	0,985	1,002	1,020	1,039	1,058	1,076
60-64	35	0,946	0,965	0,982	0,999	0,016	1,034	1,052	1,070

ANNEXE 7

ESTIMATION DE LA MORTALITE A PARTIR DE LA SURVIE DES ASCENDANTS.
COEFFICIENTS MULTIPLICATEURS A APPLIQUER

Limite inf. du groupe d'âges	a. Mortalité féminine. $L_x = 25$ ans Age moyen des mères à la naissance (en années)								
	22	23	24	25	26	27	28	29	30
10	0,420	0,470	0,517	0,557	0,596	0,634	0,674	0,717	0,758
15	0,418	0,489	0,556	0,618	0,678	0,738	0,800	0,863	0,924
20	0,404	0,500	0,590	0,673	0,756	0,838	0,921	1,004	1,085
25	0,366	0,485	0,598	0,704	0,809	0,913	1,016	1,118	1,218
30	0,303	0,445	0,580	0,708	0,834	0,957	1,057	1,203	1,323
35	0,241	0,401	0,554	0,701	0,844	0,986	1,128	1,270	1,412
40	0,125	0,299	0,467	0,630	0,791	0,950	1,111	1,274	1,442
45	0,007	0,186	0,361	0,535	0,708	0,884	1,063	1,250	1,447
50	- 0,190	- 0,017	0,158	0,334	0,514	0,699	0,890	1,095	1,318
55	- 0,368	- 0,220	- 0,059	0,101	0,270	0,456	0,645	0,856	1,083
60	- 0,466	- 0,352	- 0,217	- 0,084	0,053	0,220	0,378	0,579	0,800

b. Mortalité masculine. $L_x = 32,5$ ans
Age moyen des pères à la naissance (en années)

	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36
10	0,115	0,192	0,258	0,322	0,388	0,455	0,521	0,587	0,650	0,714
15	0,044	0,151	0,243	0,336	0,429	0,522	0,613	0,702	0,790	0,877
20	- 0,090	0,043	0,166	0,287	0,406	0,523	0,638	0,750	0,861	0,969
25	- 0,251	- 0,093	0,051	0,194	0,335	0,474	0,611	0,744	0,877	1,007
30	- 0,503	- 0,327	- 0,161	0,001	0,162	0,319	0,475	0,627	0,779	0,931
35	- 0,800	- 0,640	- 0,408	- 0,211	- 0,047	0,109	0,269	0,438	0,610	0,782
40	- 1,051	- 0,856	- 0,714	- 0,554	- 0,379	- 0,203	- 0,034	0,133	0,303	0,480
45	- 1,285	- 1,120	- 0,963	- 0,806	- 0,651	- 0,495	- 0,340	- 0,183	- 0,024	0,141
50	- 1,296	- 1,162	- 1,030	- 0,903	- 0,776	- 0,651	- 0,524	- 0,396	- 0,264	- 0,128
55	- 1,142	- 1,040	- 0,943	- 0,850	- 0,758	- 0,667	- 0,576	- 0,486	- 0,397	- 0,304
	$L_x = 37,5$ ans									
	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45
10	0,384	0,460	0,537	0,613	0,687	0,758	0,827	0,897	0,969	1,040
15	0,378	0,484	0,588	0,690	0,790	0,888	0,984	1,070	1,174	1,268
20	0,324	0,455	0,582	0,708	0,833	0,954	1,075	1,195	1,318	1,441
25	0,164	0,315	0,465	0,613	0,759	0,904	1,051	1,197	1,346	1,497
30	- 0,043	0,122	0,286	0,450	0,614	0,778	0,944	1,116	1,295	1,480
35	- 0,359	- 0,183	- 0,015	0,152	0,321	0,496	0,677	0,863	1,062	1,278
40	- 0,624	- 0,473	- 0,316	- 0,157	0,003	0,168	0,342	0,529	0,722	0,923
45	- 0,757	- 0,631	- 0,503	- 0,372	- 0,237	- 0,099	0,047	0,208	0,393	0,601
50	- 0,742	- 0,650	- 0,559	- 0,471	- 0,377	- 0,280	- 0,182	- 0,069	0,063	0,225
55	- 0,599	- 0,541	- 0,485	- 0,425	- 0,366	- 0,308	- 0,238	- 0,149	- 0,049	0,091

ANNEXE 8
 VALEURS DE L_i/L_B TIREES DU RESEAU 1 DE LEDERMANN,
 SELON LES VALEURS DE ${}_{20}q_{45}$ (MF)

${}_{20}q_{45}$ (MF)	.100	.150	.200	.250	.300	.350	.400	.450	.500	.535	.537	.618
B = 25.0 (Femmes)												
i = 35 N = 10	.995	.988	.978	.966	.950	.930	.908	.883	.855	.824	.790	.754
40 15	.991	.980	.965	.945	.921	.893	.861	.825	.786	.745	.700	.654
45 20	.986	.970	.948	.921	.889	.852	.812	.767	.720	.671	.620	.568
50 25	.978	.955	.926	.891	.851	.807	.759	.708	.656	.602	.547	.493
55 30	.964	.933	.895	.851	.803	.751	.697	.640	.584	.527	.471	.417
60 35	.944	.901	.852	.797	.740	.680	.619	.558	.499	.441	.386	.334
65 40	.909	.850	.786	.720	.653	.586	.521	.458	.399	.343	.292	.345
70 45	.850	.770	.691	.613	.538	.468	.402	.342	.287	.239	.196	.159
B = 32.5 (Hommes)												
i = 45 N = 10	.987	.974	.957	.936	.912	.886	.857	.826	.792	.757	.721	.683
50 15	.976	.954	.927	.896	.862	.824	.784	.742	.699	.655	.610	.565
55 20	.958	.924	.885	.842	.796	.748	.698	.648	.598	.547	.498	.450
60 25	.929	.880	.826	.770	.713	.655	.597	.541	.486	.434	.384	.338
65 30	.879	.811	.742	.674	.606	.542	.480	.423	.369	.319	.274	.233
70 35	.796	.708	.624	.547	.476	.411	.353	.300	.253	.211	.175	.144
75 40	.674	.567	.475	.397	.329	.271	.222	.180	.145	.116	.091	.071
80 45	.496	.387	.304	.239	.187	.145	.113	.086	.066	.050	.037	.028
B = 37.5 (Hommes)												
i = 50 N = 10	.980	.962	.941	.916	.889	.859	.828	.794	.759	.723	.685	.647
55 15	.962	.932	.898	.861	.822	.780	.737	.693	.649	.604	.560	.516
60 20	.932	.887	.839	.788	.735	.683	.630	.578	.528	.479	.432	.387
65 25	.883	.818	.753	.689	.626	.565	.507	.452	.400	.352	.308	.267
70 30	.800	.714	.634	.560	.491	.429	.372	.321	.274	.233	.197	.165
75 35	.676	.572	.482	.406	.340	.283	.234	.193	.157	.128	.103	.082
80 40	.498	.391	.309	.244	.193	.152	.119	.092	.072	.055	.042	.032
85 45	.278	.200	.147	.109	.081	.060	.045	.033	.024	.018	.013	.009
${}_{20}q_{45}$ (F)	.078	.124	.171	.218	.266	.312	.358	.403	.447	.489	.529	.568
${}_{20}q_{45}$ (M)	.109	.167	.224	.280	.335	.388	.439	.488	.534	.578	.620	.658

Annexe 9

TABLES-TYPES DE PRINCETON MODELE SUD NIVEAU 15 R = 0,030, TAUX BRUT de
MORTALITE = 0,01487
(Sexe masculin)

Age limite	T(a)	c(a) estimé	D(a)	c(a)/T(a) estimé	D(a)/T(a)	c(a)/T(a) moindres carrés	c(a)/T(a) théoriques
5	553 598	21 554	4 440	0,0389	0,0080	0,0382	0,0380
10	456 826	17 895	4 119	0,0392	0,0090	0,0392	0,0390
15	374 647	15 205	3 959	0,0406	0,0106	0,0407	0,0406
20	304 775	12 892	3 754	0,0423	0,0123	0,0424	0,0423
25	245 730	10 881	3 491	0,0443	0,0142	0,0443	0,0442
30	195 965	9 159	3 269	0,0467	0,0167	0,0467	0,0467
35	154 136	7 687	3 058	0,0499	0,0198	0,0498	0,0498
40	119 099	6 422	2 857	0,0539	0,0240	0,0539	0,0540
45	89 913	5 326	2 640	0,0592	0,0294	0,0592	0,0594
50	65 838	4 365	2 408	0,0663	0,0366	0,0663	0,0666
55	46 268	3 511	2 144	0,0759	0,0463	0,0758	0,0763
60	30 733	2 744	1 846	0,0893	0,0601	0,0894	0,0901
65	18 830	2 044	1 501	0,1086	0,0797	0,1086	0,1097
70	10 289	1 412	1 123	0,1372	0,1091	0,1375	0,1391

TABLES-TYPES DE PRINCETON MODELE SUD NIVEAU 7 R = 0,010 TAUX BRUT DE
MORTALITE = 0,02971
(sexe masculin)

Age limite	T(a)	c(a) estimé	D(a)	c(a)/T(a) estimé	D(a)/T(a)	c(a)/T(a) moindres carrés	c(a)/T(a) théoriques
5	290 710	8 347	5 059	0,0287	0,0174	0,0272	0,0274
10	253 113	7 213	4 706	0,0285	0,0186	0,0283	0,0286
15	218 579	6 648	4 547	0,0304	0,0208	0,0305	0,0308
20	186 637	6 102	4 325	0,0327	0,0232	0,0328	0,0332
25	157 556	5 534	4 017	0,0351	0,0255	0,0351	0,0355
30	131 302	4 995	3 739	0,0380	0,0285	0,0380	0,0385
35	107 606	4 504	3 484	0,0419	0,0324	0,0418	0,0424
40	86 266	4 036	3 230	0,0468	0,0374	0,0467	0,0474
45	67 249	3 575	2 956	0,0532	0,0440	0,0532	0,0540
50	50 521	3 117	2 666	0,0617	0,0528	0,0617	0,0628
55	36 082	2 652	2 340	0,0735	0,0649	0,0736	0,0749
60	23 999	2 164	1 971	0,0902	0,0821	0,0904	0,0921
65	14 440	1 649	1 536	0,1142	0,1064	0,1141	0,1164
70	7 506	1 128	1 068	0,1503	0,1423	0,1491	0,1523

TABLES-TYPES DE PRINCETON MODELE SUD NIVEAU 7 R = 0,030 TAUX BRUT DE
MORTALITE = 0,03257
(sexe masculin)

Age limite	T(a)	c(a) estimé	D(a)	c(a)/T(a) estimé	D(a)/T(a)	c(a)/T(a) moindres carrés	c(a)/T(a) théoriques
5	243 535	11 056	3 079	0,0454	0,0126	0,0427	0,0426
10	196 529	8 609	2 640	0,0438	0,0134	0,0435	0,0434
15	157 444	7 178	2 461	0,0456	0,0156	0,0457	0,0456
20	124 745	5 966	2 235	0,0478	0,0179	0,0480	0,0479
25	97 788	4 897	1 951	0,0501	0,0200	0,0500	0,0500
30	75 774	4 001	1 720	0,0528	0,0227	0,0527	0,0527
35	57 782	3 264	1 527	0,0565	0,0264	0,0564	0,0564
40	43 137	2 647	1 354	0,0614	0,0314	0,0614	0,0614
45	31 316	2 122	1 185	0,0678	0,0378	0,0678	0,0678
50	21 921	1 673	1 023	0,0763	0,0467	0,0766	0,0767
55	14 583	1 290	858	0,0885	0,0588	0,0887	0,0888
60	9 026	955	689	0,1058	0,0763	0,1061	0,1063
65	5 035	660	509	0,1311	0,1011	0,1307	0,1311
70	2 425	408	334	0,1682	0,1377	0,1672	0,1677

TABLES-TYPES DE PRINCETON MODELE NORD NIVEAU 7 R = 0,010 TAUX BRUT DE
MORTALITE = 0,03111
(sexe masculin)

Age limite	T(a)	c(a) estimé	D(a)	c(a)/T(a) estimé	D(a)/T(a)	c(a)/T(a) moindres carrés	c(a)/T(a) théoriques
5	274 446	8 505	5 360	0,0310	0,0195	0,0295	0,0295
10	236 387	7 223	4 783	0,0306	0,0202	0,0302	0,0302
15	202 218	6 538	4 521	0,0323	0,0224	0,0324	0,0324
20	171 006	5 947	4 261	0,0348	0,0249	0,0349	0,0349
25	142 751	5 355	3 927	0,0375	0,0275	0,0375	0,0375
30	117 454	4 786	3 610	0,0407	0,0307	0,0407	0,0407
35	94 889	4 253	3 308	0,0448	0,0349	0,0449	0,0449
40	74 928	3 742	3 002	0,0499	0,0401	0,0501	0,0501
45	57 474	3 247	2 680	0,0565	0,0466	0,0565	0,0566
50	42 463	2 764	2 346	0,0651	0,0552	0,0651	0,0652
55	29 830	2 292	2 000	0,0768	0,0670	0,0768	0,0770
60	19 544	1 823	1 633	0,0933	0,0836	0,0933	0,0936
65	11 604	1 357	1 245	0,1169	0,1073	0,1169	0,1173
70	5 979	910	849	0,1522	0,1420	0,1514	0,1520

TABLES-TYPES DE PRINCETON MODELE SUD NIVEAU 15, R = 0,010 TAUX BRUT DE
MORTALITE = 0,01665
(Sexe masculin)

Age limite	T(a)	c(a) estimé	D(a)	c(a)/T(a) estimé	D(a)/T(a)	c(a)/T(a) moindres carrés	c(a)/T(a) théoriques
5	534 355	12 583	6 995	0,0235	0,0131	0,0232	0,0231
10	474 715	11 562	6 799	0,0244	0,0143	0,0244	0,0243
15	418 739	10 859	6 691	0,0259	0,0160	0,0260	0,0260
20	366 126	10 174	6 538	0,0278	0,0179	0,0279	0,0279
25	316 997	9 484	6 321	0,0299	0,0199	0,0299	0,0299
30	271 291	8 817	6 119	0,0325	0,0226	0,0325	0,0326
35	228 829	8 180	5 906	0,0357	0,0258	0,0357	0,0358
40	189 490	7 556	5 682	0,0399	0,0300	0,0398	0,0400
45	153 274	6 925	5 415	0,0452	0,0353	0,0451	0,0453
50	120 241	6 270	5 100	0,0521	0,0424	0,0521	0,0524
55	90 571	5 574	4 703	0,0615	0,0519	0,0614	0,0619
60	64 505	4 811	4 207	0,0746	0,0652	0,0746	0,0752
65	42 463	3 958	3 574	0,0932	0,0842	0,0933	0,0942
70	24 926	3 015	2 807	0,1210	0,1126	0,1213	0,1226

TABLES-TYPES DE PRINCETON MODELE NORD NIVEAU 7, R = 0,010 TAUX BRUT DE
MORTALITE = 0,03415
(Sexe masculin)

Age limite	T(a)	c(a) estimé	D(a)	c(a)/T(a) estimé	D(a)/T(a)	c(a)/T(a) moindres carrés	c(a)/T(a) théoriques
5	229 165	11 025	3 549	0,0481	0,0155	0,0457	0,0455
10	182 606	8 439	2 839	0,0462	0,0155	0,0457	0,0455
15	144 773	6 911	2 548	0,0477	0,0176	0,0478	0,0476
20	113 499	5 690	2 286	0,0501	0,0201	0,0503	0,0501
25	87 877	4 635	1 981	0,0527	0,0225	0,0527	0,0525
30	67 145	3 748	1 720	0,0558	0,0256	0,0558	0,0556
35	50 395	3 016	1 495	0,0598	0,0297	0,0599	0,0597
40	36 984	2 401	1 289	0,0649	0,0349	0,0651	0,0649
45	26 384	1 886	1 092	0,0715	0,0414	0,0716	0,0714
50	18 126	1 455	908	0,0803	0,0501	0,0802	0,0801
55	11 830	1 092	735	0,0923	0,0621	0,0922	0,0921
60	7 203	785	569	0,1090	0,0790	0,1091	0,1090
65	3 982	530	410	0,1331	0,1030	0,1330	0,1330
70	1 903	325	263	0,1708	0,1382	0,1682	0,1682

TABLES-TYPES DE PRINCETON MODELE NORD NIVEAU 15, R = 0,010 TAUX BRUT DE
MORTALITE = 0,01672
(Sexe masculin)

Age limite	T(a)	c(a) estimé	D(a)	c(a)/T(a) estimé	D(a)/T(a)	c(a)/T(a) moindres carrés	c(a)/T(a) théoriques
5	529 784	12 973	7 479	0,0245	0,0141	0,0242	0,0241
10	468 420	11 842	7 115	0,0253	0,0152	0,0253	0,0252
15	411 363	11 035	6 930	0,0268	0,0168	0,0269	0,0268
20	358 074	10 269	6 709	0,0287	0,0187	0,0288	0,0287
25	308 074	9 498	6 414	0,0308	0,0208	0,0308	0,0308
30	263 098	8 756	6 130	0,0333	0,0233	0,0333	0,0333
35	221 112	8 050	5 850	0,0364	0,0265	0,0365	0,0365
40	182 595	7 368	5 559	0,0404	0,0304	0,0403	0,0404
45	147 428	6 699	5 238	0,0454	0,0355	0,0453	0,0455
50	115 610	6 017	4 882	0,0520	0,0422	0,0519	0,0522
55	87 261	5 311	4 459	0,0609	0,0511	0,0607	0,0611
60	62 500	4 563	3 973	0,0730	0,0636	0,0730	0,0736
65	41 627	3 756	3 377	0,0902	0,0811	0,0903	0,0911
70	24 940	2 883	2 667	0,1156	0,1069	0,1158	0,1169

TABLES-TYPES DE PRINCETON MODELE NORD NIVEAU 15, R = 0,030 TAUX BRUT DE
MORTALITE = 0,01457
(Sexe masculin)

Age limite	T(a)	c(a) estimé	D(a)	c(a)/T(a) estimé	D(a)/T(a)	c(a)/T(a) moindres carrés	c(a)/T(a) théoriques
5	561 840	22 567	5 273	0,0402	0,0094	0,0396	0,0394
10	460 742	18 614	4 670	0,0404	0,0101	0,0403	0,0401
15	375 704	15 690	4 392	0,0418	0,0117	0,0418	0,0417
20	303 844	13 212	4 091	0,0435	0,0135	0,0436	0,0435
25	243 583	11 057	3 729	0,0454	0,0153	0,0454	0,0453
30	193 274	9 224	3 413	0,0477	0,0177	0,0478	0,0477
35	151 339	7 680	3 131	0,0507	0,0207	0,0507	0,0507
40	116 473	6 362	2 867	0,0546	0,0246	0,0546	0,0546
45	87 715	5 230	2 603	0,0596	0,0297	0,0596	0,0597
50	64 173	4 255	2 338	0,0663	0,0364	0,0662	0,0664
55	45 161	3 397	2 053	0,0752	0,0455	0,0752	0,0755
60	30 199	2 642	1 757	0,0875	0,0582	0,0877	0,0882
65	18 737	1 977	1 428	0,1055	0,0762	0,1054	0,1062
70	10 432	1 380	1 073	0,1323	0,1029	0,1317	0,1329

Bibliographie

OUVRAGES ET ARTICLES THEORIQUES.

- BLAYO Y. – “Mortalité : niveau” – *Afrique Noire, Madagascar, Comores – Démographie comparée* INED, INSEE, DGRST – Tome I, pp. 7-50.
- BOURGEOIS-PICHAT J. – “La mesure de la mortalité infantile” – *Population*, N°2 avril-juin 1951 et N° 3 juillet, septembre 1951.
- BRASS W. et COALE A.J. – “The demographie of tropical Africa” – Princeton University Press 1968 – Chapter 3, pp. 80-150.
- BRASS W. et HILL K.H. – “*International population conference, Liège 1973*” – Volume 3 ; International Union for the Scientific Studies of Population.
- CLAIRIN R. – *Sources et analyse des données démographiques ; Application à l’Afrique d’expression française et à Madagascar – 2^{ème} partie : Ajustement de données imparfaites* – INED, INSEE, ORSTOM, SEAE. 1973.
- CLAIRIN R. et HOSSENLOPP J. – La démographie en Afrique d’expression française, *Bulletin de liaison, N° spécial 6*, groupe INED, INSEE, ORSTOM, SEAE – Paris 1973.
- COALE A.J. et DEMENY P. – “Regional life tables and stable populations” – Princeton University press, Princeton, New Jersey 1966.
- HENRY L. – “Démographie, analyse et modèles” – Larousse 1972 “Mesure indirecte de la mortalité des adultes” – *Population* N° 3, juin-juillet 1960.
- LEDERMANN S. – “Nouvelles tables-types de mortalité” – *Travaux et documents de l’INED*, cahier N° 53-PUF 1969.
- PAGE H.J. et WUNSCH. – “Parental survival data : Some results of the application of Ledermann’s life tables” in : *Working Paper n° 6*. Département de Démographie, Université catholique de Louvain, novembre 1974.
- PRESSAT R. – “L’analyse démographique” P.U.F. 1969.

ETUDES DEMOGRAPHIQUES – NATIONS UNIES

- N° 22 “Schémas de variation de la mortalité selon l’âge et le sexe. Tables-types de mortalité pour les pays sous-développés. “Nations Unies, direction des affaires sociales, service de la population, New-York 1959.
- N° 25, Troisième manuel. “Méthodes de projections démographiques par sexe et par âge”. – Nations Unies, département des affaires économiques et sociales, New-York 1957.
- N° 42, Manuel 4. “Méthodes permettant d’estimer les mesures démographiques fondamentales à partir de données incomplètes”. – Nations Unies, New-York 1969.

ETUDES ET ENQUETES

- CANTRELLE P. – “Etude démographique dans la région du Sine-Saloum (Sénégal). Etat civil et observation démographique” *Travaux et documents*, ORSTOM, Paris, 1969.
- CANTRELLE P. et LERIDON H. – “Allaitement, mortalité de l'enfance et fécondité dans une zone rurale du Sénégal” ORSTOM, INED, mai 1971.
- LACOMBE B. – “FAKAO (Sénégal), dépouillement des registres paroissiaux et enquête retrospective. Méthodologie et résultats”. – *Travaux et documents* ORSTOM, Paris 1970.
- MONNIER A. – “La mortalité”. *Population* N° 4, juin-juillet 1974.
- NADOT R. – “Mesure de la mortalité infantile ; analyse biométrique appliquée au Québec”. *Population* N° 5 septembre-octobre 1971.
- NIZARD A., LOCOH T., VALLIN J. – “Essai d'estimation de la mortalité maghrébine à travers les derniers recensements” – Congrès Régional Africain de Population – ACCRA : 9-18/12/1971.
- TABUTIN D. – “Mortalité infantile et juvénile en Afrique du Nord”. *Population* N° 1, janvier-février 1974.
- BURUNDI – République du Burundi : “Enquête démographique 1965 ; résultats définitifs – INSEE – coopération 1966.
- BURUNDI – République du Burundi : “Enquête démographique 1970-71 ; résultats définitifs” – INSEE – Coopération 1974.
- CAMEROUN OCCIDENTAL – République fédérale du Cameroun, Ministère des Affaires économiques et du plan, Service de statistique générale. “La population du Cameroun occidental ; résultats de l'enquête démographique de 1964” INSEE – Coopération 1969, 2 tomes + 1 note de synthèse.
- CAMEROUN (nord) – République du Cameroun, service de la statistique. “Enquête démographique au Cameroun 1960-61” ; résultats définitifs pour la région nord” – INSEE – Coopération 1968.
- GABON – République gabonaise, service de la Statistique. “Recensement et enquête démographiques 1960-61 ; ensemble du Gabon-Résultats définitifs”. INSEE – Coopération 1962.
- HAUTE-VOLTA – République de Haute-Volta, service de la Statistique. “Enquête démographique par sondage en république de Haute-Volta, 1960-61”. INSEE – Coopération 1972 (2 tomes).
- SENEGAL – “La population au Sénégal (aspects quantitatifs)” Thèse pour le doctorat ès-Sciences économiques-L. VERRIERE 1965.
- SENEGAL – “Enquête démographique nationale 1970-71 ; résultats provisoires du premier passage” – Direction de la Statistique, Dakar, juin 1971.

SOURCES ET ANALYSE DES DONNÉES DÉMOGRAPHIQUES

Application à l'Afrique d'expression française et à Madagascar

TROISIÈME PARTIE

édition définitive

ANALYSE DES DONNÉES

TOME II

III. LA NUPTIALITE

Dominique TABUTIN, Jacques VALLIN

LA FECONDITE

Alfred DITTGEN, Christine GUITTON

IV. LA MORTALITE

Dominique WALTISPERGER

V. LES MIGRATIONS

Michel PICOUET

VI. LES PERSPECTIVES

Maria Eugenia COSIO, Léon TABAH



INSTITUT NATIONAL D'ÉTUDES DÉMOGRAPHIQUES
INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES
MINISTÈRE DE LA COOPÉRATION
OFFICE DE LA RECHERCHE SCIENTIFIQUE ET TECHNIQUE D'OUTRE-MER

1977

Avertissement

La présente publication est l'édition définitive de la *troisième partie* du Manuel méthodologique mis au point par le groupe de travail INED, INSEE, MICOOP, ORSTOM et dont le titre général est :

“SOURCES ET ANALYSE DES DONNEES DEMOGRAPHIQUES”

Application à l'Afrique d'expression française et à Madagascar

La *première partie* (Source des données) et la *deuxième partie* (Ajustement de données imparfaites) ont été publiées en 1973.

La *troisième partie* (Analyse des données) a d'abord paru sous forme de fascicules distincts de 1974 à 1976.

La réunion de ces fascicules en deux tomes et quelques compléments à la version initiale du fascicule relatif à la mortalité (IV) constituent donc l'édition définitive de cette *troisième partie* et avec elle s'achève la publication de l'ouvrage dans son ensemble.

SOURCES ET ANALYSE DES DONNÉES DÉMOGRAPHIQUES

*Application à l'Afrique d'expression française
et à Madagascar*



TROISIÈME PARTIE
édition définitive

INSTITUT NATIONAL D'ÉTUDES DÉMOGRAPHIQUES
INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES
MINISTÈRE DE LA COOPÉRATION
OFFICE DE LA RECHERCHE SCIENTIFIQUE ET TECHNIQUE D'OUTRE-MER

TROISIÈME PARTIE
Analyse des données
TOME II

SOMMAIRE GÉNÉRAL

	Pages	
III La nuptialité, la fécondité	III - 1	III - 120
IV La mortalité	IV - 1	IV - 144
V Les migrations	V - 1	V - 52
VI Les perspectives	VI - 1	VI - 117