

---

LES ANNALES DE L'IFORD

N° 9

FEVRIER 1985

ASPECTS DE LA MORTALITE POST-INFANTILE  
EN AFRIQUE TROPICALE

*par*

Richard DACKAM NGATCHOU

et

ESTIMATION DE LA FECONDITE A PARTIR DE  
L'INTERVALLE ENTRE LES DEUX  
DERNIERES NAISSANCES

*par*

EVINA AKAM

© I.F.O.R.D. YAOUNDÉ

ISBN 2-905327-01-4

---

Directeur de Publication : **J. Amegandjin**

Coordinateur : **R. Dackam Ngatchou**

Diffusion : **Owono Mbida**

**I. F. O. R. D.**

Service des Publications

B.P. 1556 YAOUNDÉ (Cameroun)

Téléphone : 22-24-71

Télex : I.F.O.R.D. s/c PNUD Yaoundé 8304 KN.

*Réalisation Technique :*

**Service de Publication de l'IPD**

**Secrétariat général**

**B.P. 4056**

**DOUALA (R.C.)**

# TABLE DES MATIERES

## PREMIERE PARTIE

### ASPECTS DE LA MORTALITE POST-INFANTILE EN AFRIQUE TROPICALE

Avant-Propos . . . . .	19
Introduction . . . . .	23
<i>CHAPITRE I.</i>	
Source de données et données disponibles . . . . .	25—37
A— Sources de données . . . . .	25
1. Le recensement . . . . .	25
2. L'état civil . . . . .	26
3. Les enquêtes démographiques . . . . .	27
4. Les autres sources . . . . .	28
5. Les enquêtes sur la mortalité post-infantile en Afrique tropicale . . . . .	29
B— Les données disponibles . . . . .	32
Généralités . . . . .	33
1. Problème de mesure . . . . .	34
2. Estimation de la mortalité juvénile . . . . .	34
<i>CHAPITRE II.</i>	
1	
<b>Les aspects de la mortalité post-infantile en Afrique tropicale . . . . .</b>	<b>38—67</b>
1. La mortalité post-infantile des tables-types . . . . .	39
2. Le niveau de la mortalité post-infantile . . . . .	43
3. Structure de la mortalité (0—5) ans . . . . .	46
4. Analyse biométrique de la mortalité juvénile . . . . .	52
5. Comparaison entre le niveau de la mortalité post-infantile et le niveau de la mortalité infantile . . . . .	54
Conclusion . . . . .	67

### CHAPITRE III.

<b>Causes cliniques de mortalité post-infantile. . . . .</b>	<b>68–91</b>
Généralités. . . . .	68
1. Cameroun : Mortalité en milieu hospitalier . . . . .	69
2. Togo (1968–1972) : Mortalité en milieu hospitalier. . . . .	75
3. Bénin 1961 (Cantrelle, 1972). . . . .	78
4. Zaïre et Madagascar . . . . .	81
5. Généralisation (Cantrelle, 1967 ; Lowenberg, 1971). . . . .	83
6. Causes cliniques de mortalité en Europe, en Amérique Latine . .	85
7. Relation entre infections et malnutrition . . . . .	88
Conclusion. . . . .	90

### CHAPITRE IV.

<b>Les Facteurs Socio-Economiques et Biologiques de la Mortalité post- infantile. . . . .</b>	<b>92–110</b>
1. Les causes biologiques de la mortalité juvénile. . . . .	92
2. Les facteurs socio-économiques de la mortalité juvénile . . . . .	94
3. L'analyse multidimensionnelle de la mortalité post-infantile . .	95
Conclusion. . . . .	109

### CHAPITRE V.

<b>Influence des facteurs non mesurable US et coutumes . . . . .</b>	<b>111–122</b>
1. Le temps d'allaitement. . . . .	111
2. La période de sevrage . . . . .	114
3. Après le sevrage. . . . .	117
Conclusion. . . . .	120
Bibliographie . . . . .	125–131
Annexe . . . . .	133–138

## TABLEAUX

---

(*) Etudes faites sur la mortalité en Afrique tropicale . . . . .	29
1. Tables de mortalités sélectionnées. . . . .	44
2. Différence de mortalité par âge entre les tables africaine et la table européenne . . . . .	44
3. Quotients de mortalité infantile et post-infantile dans quelques régions et pays . . . . .	47-48
4. Evolution de la mortalité par année d'âge de 0 à 5 ans (quotient de mortalité) . . . . .	49
5. Mortalité infantile et post-infantile dans les villes africaines . . . . .	51
6. Quotients de mortalité trimestriels et annuels (Région rurale du Sénégal, 1962-1968). . . . .	53
7. Rapports 190/491 observés dans quelques pays du monde par ordre de valeurs décroissantes . . . . .	58
8. Quotient de mortalité post-infantile en 1960 et en 1977 en Afrique . . .	61
9. Evolution de la mortalité post-infantile (Sénégal). . . . .	63
10. Mortalité selon l'âge en milieu hospitalier au Cameroun . . . . .	70
11. Mortalité selon l'âge en milieu hospitalier au Cameroun . . . . .	71
12. Causes de décès par grands groupes de maladies. . . . .	72
13. Fréquence des causes de décès par groupes de maladies. . . . .	73
14. La répartition en % des décès aux premières causes de décès . . . . .	74
15. Fréquences de cause de décès par âge et par maladie 1974-1975 . . . . .	74
16. Répartition des décès selon l'âge. . . . .	75
17. Mortalité selon le sexe . . . . .	76
18. Causes de décès par grands groupes de maladies. . . . .	77
19. Fréquences relatives des causes de décès. . . . .	77
20. Causes de décès au Bénin, 1961 . . . . .	80
21. Europe (1968) cinq principales causes de décès - groupe d'âge 1-4 ans . . . . .	86
22. Amérique centrale et du Sud, Asie, Mediter-Orientale (1966) - Cinq principales causes de décès dans quelques pays - groupe d'âge 1-4 ans . . . . .	87
23. Variables, indicateurs et sources . . . . .	99
24. Corrélation entre autres variables et la mortalité post-infantile . . . . .	103
25. Classification en trois groupes des variables, indicateurs et sources . . . .	108

## GRAPHIQUES

---

1. Mortalité infantile et post-infantile dans le modèle Nord de Coale et Demeny. . . . .	40
2. Mortalité infantile et post-infantile dans le modèle Sud de Coale et Demeny. . . . .	41
3. Rapports $aq_x$ par pays africains sur $aq_x$ européen . . . . .	45
4. Quotients de mortalité entre 0 et 5 ans exacts dans quelques pays d'Afrique. . . . .	50
5. Décès cumulés par âge des cinq premières années (observées et théoriques). . . . .	55
6. Décès cumulés par âge des cinq premières années selon le sexe des enfants . . . . .	56
7. Evolution des quotients de mortalité post-infantile NGA YONHEME (Sene-Sénégal) . . . . .	62
8. a) Quotients de mortalité post-infantile et infantile, France (1871–72 = 100) . . . . .	64
b) Quotients de mortalité post-infantile et infantile, Suisse (1871–80 = 100) . . . . .	64
c) Quotients de mortalité post-infantile et infantile, Norvège (1871–80 = 100) . . . . .	65
d) Quotients de mortalité post-infantile et infantile, Allemagne (1871–80 = 100) . . . . .	65
9. Evolution des quotients de mortalité post-infantile et infantile, Saloum (Sénégal) . . . . .	66
10. Les principales causes de mortalité dans le service de pédiatrie du Centre hospitalier de Kinshasa (Zaïre). . . . .	82
11. Interdépendance entre variables . . . . .	101
12. Analyse des facteurs socio-économiques de la mortalité post-infantile . .	105
13. Représentation de la classification hiérarchique . . . . .	106

## SCHEMA

---

1. Mortalité par maladie infectieuse 0–5 ans . . . . .	97
--	----

## DEUXIEME PARTIE

### ESTIMATION DE LA FECONDITE A PARTIR DE L'INTERVALLE ENTRE LES DEUX DERNIERES NAISSANCES

Avant-Propos . . . . .	141
Introduction. . . . .	143
<i>CHAPITRE I.</i>	
<b>Rappels sur les Flux de Poisson . . . . .</b>	<b>145–152</b>
1. Définitions . . . . .	146
2. Flux de Poisson Stationnaire . . . . .	147
<i>CHAPITRE II.</i>	
<b>Application de la théorie des flux de Poisson à l'estimation des taux de fécondité . . . . .</b>	<b>153–156</b>
<i>CHAPITRE III.</i>	
<b>Estimation des taux de fécondité par groupes d'âges à partir de l'intervalle entre deux naissances successives . . . . .</b>	<b>157–161</b>
<i>CHAPITRE IV.</i>	
<b>Applications : Estimation des taux de fécondité par groupes d'âges à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances . . . . .</b>	<b>162–186</b>
1. Données nécessaires . . . . .	162
2. Principe de la méthode et hypothèses de calcul . . . . .	163
3. Exemple d'application . . . . .	164
Conclusion. . . . .	186
Bibliographie . . . . .	187–188
Annexe . . . . .	189–195

## TABLEAUX

1. Taux de fécondité actuels observés pour 1000 : Mbalmayo 1979 . . . . .	165
2. Estimation des taux de fécondité à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances : Mbalmayo 1979 . . . . .	166
3. Résultats de l'estimation. . . . .	167
4. Taux de fécondité corrigés pour 1000 par la méthode Brass : Mbalmayo 1979. . . . .	167
5. Taux de fécondité actuels observés pour 1000 : Eséka 1980. . . . .	171
6. Intervalles moyens entre les deux dernières naissances : Eséka 1980 . . .	171
7. Taux de fécondité estimés pour 1000 à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances : Eséka 1980 . . . . .	172
8. Taux de fécondité corrigés pour 1000 par la méthode de Brass : Eséka 1980. . . . .	172
9. Taux de fécondité actuels observés pour 1000 : Mfou 1982 . . . . .	175
10. Intervalles moyens entre les deux dernières naissances : Mfou 1982. . . .	176
11. Taux de fécondité estimés pour 1000 à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances . . . . .	176
12. Taux de fécondité corrigé pour 1000 par la méthode de Brass : Mfou 1982. . . . .	177
13. Taux de fécondité observés et estimés pour 1000 intervalles moyens entre les deux dernières naissances : Indonésie 1976. . . . .	180
14. Taux de fécondité observés et estimés par la deuxième méthode de calcul : Mfou 1982. . . . .	181
15. Taux de fécondité observés et estimés : Manjo 1974. . . . .	181
16. Taux de fécondité estimés aux groupes d'âges classiques : Mbalmayo 1979. . . . .	184
17. Taux de fécondité estimés aux groupes d'âges classiques : Esséka 1984 .	185
18. Taux de fécondité estimés aux groupes d'âges classiques : Mfou 1982 . .	185

## GRAPHIQUES

1. Comparaison entre taux de fécondité observés et estimés à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances : Mbalmayo 1979. . . . .	168
2. Taux de fécondité observés – taux de fécondité estimés à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances. . . . .	169
3. Comparaison entre taux observés et taux estimés à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances : Eséka 1980 . . . . .	173

4. Taux de fécondité observés – taux de fécondité estimés à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances : Eséka 1980 . . . . .	174
5. Comparaison entre taux de fécondité observés et estimés à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances : Mfou 1982 . . . . .	178
6. Taux de fécondité observés – taux de fécondité estimés à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances – taux corrigés par la méthode de Brass : Mfou 1981 . . . . .	179
7. Taux de fécondité observés et estimés par les deux méthodes de calcul : Mfou 1982 . . . . .	182
8. Taux de fécondité observés – taux de fécondité estimés par la dernière méthode de calcul : Manjo 1974 . . . . .	183

## FIGURES

---

1. Repérage du temps sur un axe . . . . .	147
2. Somme des flux de naissances dans une cohorte de femmes . . . . .	155

# Première Partie

ASPECTS DE LA MORTALITE POST-INFANTILE  
EN AFRIQUE TROPICALE

Richard DACKAM NGATCHOU

## AVANT PROPOS

---

*Ce travail a été réalisé grâce à notre séjour à l'IFORD comme étudiant d'abord (1981). Il est l'aboutissement d'une longue réflexion sur la mortalité des enfants de 1 à 4 ans révolus. Monsieur B. Disaine avait attiré notre attention sur l'anomalie qu'on observe sur les courbes de quotients de mortalité par groupe d'âge entre 1 et 5 ans exacts. C'est ainsi qu'en 1980, comme thème "d'étude de cas" (mémoire de sortie de l'IFORD), nous avons traité de "La surmortalité juvénile en Afrique tropicale : mythe ou réalité" en collaboration avec J.B. Djoumessi. J'ai approfondi le sujet lors du stage d'initiation à la recherche (1980—1981) organisé par l'IFORD ; en guise de mémoire de recherche j'ai rédigé "La mortalité juvénile en Afrique tropicale".*

*Compte tenu des différentes remarques qui m'ont été faites, en l'occurrence par Mesdames F. Gubry (IFORD), E. Dackam Ngatchou (DGRST) et Messieurs A. Dittgen (IDP), B. Disaine (IFORD), Schnetsler (université de Yaoundé), H. Gerard (Louvain), C. Paulet (ENSEA Abidjan et J.B. Djoumessi (BCR, Yaoundé), j'ai repris le même thème qui fait l'objet de ce mémoire de D.E.A.*

*Je remercie tous ceux qui ont contribué à la réalisation de ce mémoire et plus particulièrement Monsieur J. Amegandjin, Directeur de l'IFORD, qui nous a permis de le présenter à l'IDP en vue de l'obtention du D.E.A. Mes remerciements s'adressent également à Messieurs A. Dittgen et P. Vimard qui ont bien voulu superviser ce travail.*

Richard DACKAM NGATCHOU

“Vie et mort, bien qu’antinomiques, s’avèrent cependant curieusement indissociables : l’enfant qui naît porte en lui une promesse de mort, il est déjà un mort en puissance”.

Louis Vincent Thomas, *Anthropologie de la mort*.

## INTRODUCTION

*16 millions d'enfants de 0-4 ans révolus sont morts en 1978 sur un total de 55 millions de décédés dans le monde, soit 29 % du total. Avec les conditions sanitaires des pays industrialisés, il n'y aurait eu que 2,5 millions de décès d'enfants de cet âge. (Behm, 1979).*

*C'est l'Afrique tropicale qui paie le plus lourd tribut à la mort. Les taux de mortalité infantile et post-infantile les plus élevés du monde se trouvent dans cette zone. Or 20 % de la population africaine a moins de cinq ans (autour de 6 % en Europe de l'Ouest) ; les petits enfants qui survivent au-delà de 5 ans sont de véritables rescapés. C'est ce qui justifie les efforts réalisés dans l'étude de la mortalité infantile dans cette région. Malheureusement très peu d'efforts ont été fournis dans l'étude de la mortalité post-infantile (1-4 ans révolus) qui est au moins aussi importante que celle des enfants de moins d'un an (mortalité infantile).*

*La mortalité post-infantile en Afrique tropicale est exceptionnelle dans ses différents aspects : niveau, structure, évolution, causes, etc... Plusieurs études ont mis en évidence certaines de ses particularités : l'allure de la courbe de mortalité prend, dans l'intervalle 1-4 ans, une tendance anormale, tant elle va à l'encontre de la théorie et de ce qui est observé partout ailleurs. L'explication de ce phénomène a longtemps tourmenté les esprits.*

*Si le risque de mourir avant le 5e anniversaire est estimé pour le monde industrialisé à 1 sur 40, il est extrêmement élevé en Afrique tropicale où il peut se chiffrer à 1 sur 3. Ces proportions ne tiennent pas compte des disparités locales ; elles attirent cependant l'attention sur la différence considérable entre l'Afrique et le monde industrialisé. En Afrique tropicale, près des deux tiers des enfants qui meurent ont moins de cinq ans. En Amérique du Sud, cette proportion tombe à un quart, mais elle est encore beaucoup plus faible dans les pays développés où elle oscille autour de 5 %.*

*Quand les recherches dans ce domaine n'en étaient qu'aux premiers*

*balbutiements, on attribuait cette différence à des caractères raciaux . On est de plus en plus convaincu que ce phénomène est imputable aux difficultés liées à l'environnement économique et socio-culturel.*

*Les facteurs contribuant à la mortalité excessive des enfants sont nombreux et complexes ; il convient de les analyser en détail pour pouvoir élaborer des mesures efficaces en vue de remédier et de prévenir cette situation.*

*Telles sont les raisons qui nous ont amené à nous intéresser à ce sujet. Des études sur la mortalité post-infantile s'imposent donc. L'importance d'une telle étude se justifie par le fait que les études sur ce thème couvrant l'Afrique tropicale sont plutôt rares.*

*Notre étude s'inscrit donc comme un premier jalon dans l'étude globale de la mortalité post-infantile en Afrique tropicale. Elle n'a pas la prétention de cerner tous les problèmes. Le plan que nous allons suivre est simple ; il est composé de trois grandes parties : les sources, les aspects et les causes (facteurs).*

# I

## SOURCE DE DONNEES ET DONNEES DISPONIBLES.

### A. SOURCES DE DONNEES.

Ce chapitre traite exclusivement de la méthodologie utilisée pour collecter les données. Le problème de l'observation correcte des données se pose pour toute mesure démographique en Afrique tropicale. La mortalité post-infantile n'échappe pas à la règle.

D'une façon générale, les recherches sur la mortalité se sont inspirées des recherches effectuées dans les pays développés. C'est ainsi que de nombreuses études ont été faites dans le domaine de la mortalité infantile, dont le niveau était partout relativement élevé par rapport à celui d'autres groupes d'âge. Les enquêtes touchant de près la mortalité post-infantile sont rares.

Rien d'étonnant alors, que le niveau de la mortalité post-infantile soit encore mal connu au début des années 1980. Cependant, depuis peu, un effort immense est fait pour intégrer la mortalité post-infantile dans les programmes d'enquêtes sur la mortalité infantile. A ce titre, on peut citer, entre autres, l'enquête sur la mortalité infantile et juvénile réalisée en Algérie entre 1974 et 1975, et l'enquête sur la mortalité infantile et juvénile de l'I.F.O.R.D. (1978-1980). L'enquête de l'ORSTOM au Sénégal dirigée par P. Cantrelle dans la région rurale du Sine-Saloum, a largement tenu compte de la mortalité post-infantile. Enfin, les recensements des années 70 ont introduit dans les questionnaires de quoi aider à une bonne estimation de la mortalité post-infantile.

Les recensements, l'état civil et les enquêtes restent les trois sources de collecte classique pour la mesure et l'estimation de la mortalité post-infantile. Il est inopportun, dans le cadre de ce chapitre, de s'attarder aux résultats, qui dans certains cas, ne sont pas encore publiés.

#### 1) *LE RECENSEMENT :*

De tous les pays africains qui ont réalisé leur premier recensement

dans les années 70, seuls six pays ont introduit dans leurs enquêtes des questions relatives à la mortalité (Cameroun, Mali, Mauritanie, Somalie, Tunisie et Congo). D'autres pays par contre ont estimé que ces questions n'étaient pas prioritaires. De ces six pays, quatre appartiennent à la zone tropicale ; ils sont malheureusement très peu représentatifs de cette zone si diversifiée.

Les questions relatives à la mortalité faisaient toutes recourir à la mémoire de l'enquête. Les questions portaient souvent sur les 12 mois précédant l'enquête. Les réponses attendues concernaient l'âge, le sexe, et le lien de parenté du décédé avec le chef de ménage.

Des renseignements plus utiles pour une étude spécifique de la mortalité juvénile firent défaut : rang de naissance, cause du décès, gémellité, etc... A partir des résultats obtenus, il est difficile de faire une analyse approfondie des aspects de la mortalité post-infantile, aussi certains chercheurs isolés ont-ils fait appel à l'état civil.

## 2) *L'ETAT-CIVIL :*

Si l'état civil a été officiellement établi dans presque tous les pays de l'Afrique tropicale, son efficacité pour couvrir tous les événements reste embryonnaire. Sa création est récente et il n'entre pas encore dans les mœurs et les habitudes des habitants. Il ne couvre pas par ailleurs tous les territoires nationaux.

Les données de l'état civil sont encore insuffisantes pour décrire les caractéristiques liées à un décès. L'établissement d'un acte de décès est différentiel selon l'âge du décédé, ceci pour des raisons d'intérêt économique et pour des raisons sentimentales : les gens ne trouvent aucun intérêt à établir une pièce officielle supplémentaire pour le décès d'un enfant. Pour des gens qui habitent dans les centres urbains où l'état civil est supposé bien fonctionner, les allogènes préfèrent enterrer leurs morts au village pour des raisons coutumières ; ils vont clandestinement au lieu de se voir contraints par la législation à les enterrer dans le cimetière public. Enfin, si on a intérêt à déclarer le décès d'une personne qui laisse un héritage plus ou moins important, il n'y a que des "tracasseries" à déclarer celui d'un enfant.

Au stade actuel des choses, il serait erroné de chercher à exploiter l'état civil d'un pays de l'Afrique tropicale pour analyser la mortalité post-infantile ; exception faite de l'Ile Maurice et peut-être de Madagascar où les systèmes d'état civil semblent mieux fonctionner. Même dans le cas de centres urbains où les événements sont souvent plus déclarés à l'état civil, on observe en général des sous-enregistrements. Dittgen

(1979)<sup>1</sup> a tenté l'expérience à Abidjan en 1975. Il a abouti à la conclusion que le taux de mortalité infantile et le quotient de mortalité entre 1-4 ans sont fortement sous-estimés et que de nombreux décès n'étaient pas enregistrés à l'état-civil. Des chercheurs de l'I.F.O.R.D., N. Koffi et N. Kodjogbe ("l'état civil à Yaoundé", Annale N° 8) et Makaya Mboko ("l'état civil à Mbalmayo", Annale N° 8) ont abouti au même résultat : il y a eu une sous-estimation élevée de la mortalité en général, et de façon plus aiguë de celle des jeunes âges (1-4 ans, moins d'un an).

La seule ressource qui reste aux chercheurs dans leur effort de description du phénomène de mortalité reste encore les enquêtes.

### 3) LES ENQUETES DEMOGRAPHIQUES :

Les trois principaux types d'enquêtes couramment utilisées en Afrique se différencient par leur technique de collecte : le passage unique, l'observation suivie par passages répétés et la double collecte, l'enquête rétrospective s'intégrant assez facilement dans l'une ou l'autre méthode.

#### a) *Le passage unique :*

L'enquêteur se présente une seule fois dans le ménage et interroge une personne (très souvent le chef de ménage) sur les événements survenus dans le ménage au cours d'une courte période de référence (12 mois généralement). Si la période de référence est longue, l'enquêteur interroge chaque femme du ménage sur sa vie génésique. Dans ce dernier cas, la période de référence peut facilement atteindre 25 ans avant l'enquête. Cette méthode dite de Brass cherche surtout à connaître le nombre d'enfants nés vivants au cours de la période de référence, et le nombre de ceux qui sont déjà morts au moment du passage.

Le passage unique permet d'avoir des données par âge détaillées sur la mortalité juvénile. Mais le risque de fausse déclaration d'âge reste élevé, et les causes de décès sont très souvent oubliées. Il y a encore deux gros inconvénients : l'effet télescopique, qui se caractérise par l'inclusion des événements qui se sont produits avant le début de la période de référence et l'oubli des enfants morts peu après leur naissance ; son influence est très importante dans les résultats obtenus.

L'enquête à passage unique n'est pas une technique sûre pour étudier et décrire les aspects de la mortalité juvénile.

(1) DITTGEN A. *Etude de la mortalité à Abidjan en 1975 à partir de l'état civil : mortalité infantile et juvénile, (1979).*

b) *L'enquête à plusieurs passages :*

Cette technique évite les lacunes dénoncées dans les enquêtes à passage unique dues aux omissions et à l'effet télescopique. L'enquêteur visite plusieurs fois le même échantillon de ménages et enregistre les événements survenus entre deux passages. On peut, selon les cas, avoir des intervalles assez petits (cas de l'enquête — mortalité — infantile et juvénile de l'I.F.O.R.D) ou encore passer après une longue période (étude démographique dans la région du Sine-Saloum par l'ORSTOM) ; l'intervalle de passage dans le Sine-Saloum était de 1 an.

L'intérêt de cette méthode réside dans les possibilités qu'elle offre une analyse détaillée de la mortalité post-infantile, surtout si l'enquête couvre une période minimale de 4 années. L'enquête à passages multiples permet entre autres, d'observer la variation saisonnière du phénomène, des données assez fines sur l'âge et les causes de décès. Mais dans les régions où l'émigration est importante, cette méthode risque de ne pas donner des résultats valables.

L'enquête suivie s'inscrit dans ce paragraphe comme étant une enquête à passages rapprochés. L'enquête de l'I.F.O.R.D. a suivi les enfants en deux phases : la première a permis de constituer un échantillon de nouveaux-nés prélevé parmi les naissances sur 12 mois. La seconde est répartie en sept passages successifs durant les deux premières années de la vie. — En 1970-1971 on a effectué une enquête suivie au Sénégal, qui a permis de donner le volume global de décès par âge et sexe ; l'opération s'est déroulée sur 12 mois.

4) *LES AUTRES SOURCES*

Ces sources couvrent en général de petites unités. Citons notamment, les fichiers des hôpitaux, les registres paroissiaux et les cahiers de village. De plus en plus, les fichiers des hôpitaux sont très sollicités. Ce genre d'investigation s'intéresse surtout aux causes médicales de décès, paramètre important dans l'analyse de la mortalité. Quelques fichiers ont fait l'objet d'une exploitation : au Ghana (E. Molard 1979)<sup>1</sup>, au Zaïre, à Kinshasa (Utshu Omanga 1980)<sup>2</sup>, au Cameroun, à Mbalmayo (O. Langue 1980)<sup>3</sup>, et à Yaoundé (Keumaye, en cours d'analyse). Les travaux se sont surtout intéressés à la mortalité infantile et juvénile.

Les registres paroissiaux ne sont intéressants que dans ces régions où la religion chrétienne a touché une forte proportion de la population. Tel est le cas du Rwanda où ce genre de travail a déjà été effectué.

(1) Molard E. *Le niveau de la mortalité aux âges jeunes et présentation des causes de décès*, (1979).

(2) Utshu Omanga (1980)

(3) Langue O. (1980)

Quant aux cahiers du village, leur utilisation est fort rare, mais on connaît un exemple de Haute-Volta où L. Depoux (1979)<sup>4</sup>, les a utilisés pour étudier le niveau et les causes de la mortalité infantile et juvénile dans 9 villages chez les Bobo Oulé.

Ces sources plutôt marginales ne peuvent pas permettre l'étude globale de la mortalité post-infantile en Afrique Tropicale. Comme nous l'avons précisé dans l'introduction de ce chapitre, des efforts ont été faits pour arriver à une bonne connaissance de la mortalité post-infantile. C'est ainsi que quelques chercheurs ont introduit sur un plan plus étendu la mortalité juvénile (post-infantile) dans leur thème d'enquête.

#### 5). *LES ENQUETES SUR LA MORTALITE POST-INFANTILE EN AFRIQUE TROPICALE\**

La mortalité n'a pas souvent fait l'objet d'une étude spécifique en Afrique jusqu'à une date récente ; le table ci-dessous nous donne une idée sur tout ce qui a été fait en Afrique dans ce domaine.

PAYS	TITRE DE L'OPÉRATION	REPOUSABLE	ANNÉE
ALGÉRIE	Causes médicales et déterminants socio-économiques de la mortalité infantile et juvénile à Alger.	O.M.S.	1974-1975
BÉNIN	Enquête démographique sur la petite enfance à Cotonou.	I.FO.R.D.	1979-1982
	Enquête mortalité infantile et juvénile en milieu rural.	I.FO.R.D.	
BOTSWANA	Collecte de données sur les naissances et les décès au Botswana.	—	1980
BURKINA-FASO	Enquête mortalité infantile et juvénile à Ouagadougou.	I.FO.R.D.	1979
	Enquête pilote sur la mortalité infantile et juvénile en milieu rural.	INSD/IFORD	1980
	Enquête mortalité infantile dans le Sahel (Bobo Dioulasso, Banfora, Koudougou, Ouahigouya).	Institut du Sahel/INSD	1983
CAMEROUN	Enquête mortalité infantile et juvénile à Yaoundé.	I.FO.R.D.	1978-1980
	Enquête Epidémiologique.	O.C.E.A.C.	1983
	Enquête mortalité infantile en milieu rural.	C.R.E.D.	1985

(4) Depoux L. *Mortalité infantile et juvénile chez les NWA-BA de Haute-Volta. Quelques résultats d'une enquête ayant porté sur les neuf villages de l'Ouest voltaïque, 1979.*

PAYS	TITRE DE L'OPERATION	REONSABLE	ANNÉE
CONGO	Enquête sur la mortalité infantile en milieu urbain. Enquête statistique sur la santé maternelle infantile et juvénile à Brazzaville.	O.R.I.K.	1959
COTE-D'IVOIRE	Enquête fécondité, mortalité de l'enfance dans une zone rurale de la Côte-d'Ivoire : Katiola. Enquête mortalité dans les villes de Côte-d'Ivoire à partir de l'état civil.	I.FO.R.D. STATISTIQUE ABIDJAN	1979 1971-1972
MALI	Enquête mortalité infantile dans le Sahel (Bamako).	CIRES Institut du Sahel	1975-1980 1962-1983
NIGÉRIA	Enquête démographique par sondage destinée à mesurer la fécondité, la mortalité et la migration.	F.O.S.	1935
R.C.A	Enquête mortalité infantile à Bangui.	Direction de la Stat. Ministère de la Santé	1983
SÉNÉGAL	Enquête à passages répétés au Sine Saloum (Ngayokème Ademène). Enquête Sénégalaise sur la mortalité infantile et juvénile en milieu rural. Enquête à plusieurs passages (Khombole Thénaba).	ORSTOM Institut du Sahel Stat. -	1962-1974 1977-1978 1980-1984
SIERRA LEONE	Infant and early childhood mortality in relation to fertility patterns : survey Greater Freetown the Western Area and Makeni in the Northern Province, Sierra Leone.	O.M.S.	1973-1975
SOUDAN	Infant and early childhood mortality in relation to fertility patterns : survey Greater Khartoum, in the Blue Nile, Kassala and Kordofan provinces.	O.M.S.	1974-1976
TCHAD	Enquête mortalité infantile et juvénile à N'Djamena (suspendue du fait de la guerre).	I.FO.R.D.	1978
TOGO	Enquête mortalité infantile et juvénile à Lomé.	Statistique I.FO.R.D.	1980
TUNISIE	Enquête mortalité infantile.	O.M.S.	
ZAMBIE	Enquête à passages répétés sur la mortalité des enfants (0-5 ans) : relations avec la fécondité et les facteurs socio-économiques.	C.S.O.	1978-1979

a) *L'Enquête de L'I.F.O.R.D.*

Cette enquête est très intéressante pour la mortalité infantile dans la mesure où elle étudie ses aspects différentiels : niveau d'instruction des parents, activité économique, état sanitaire, habitat, nutrition de l'enfant, fécondité, migration etc...

L'intérêt porté à la mortalité post-infantile est plutôt médiocre. Le seul âge pris en compte chez les enfants de 1-4 ans est l'âge d'un an révolu.

La période d'enquête n'a duré que deux années ; elle n'est pas suffisante pour renseigner sur la structure, le niveau et les tendances de la mortalité post-infantile.

b) *L'Enquête démographique au Sine-Saloum*

L'observation des phénomènes démographiques dans la zone rurale du Sine-Saloum est beaucoup plus intéressante pour la mortalité post-infantile ; elle couvre une période de 15 ans. Elle s'est déroulée de 1963 à 1978. — Il en ressort une vision claire de l'évolution de la mortalité post-infantile, des particularités de sa structure et des causes de décès. — Malheureusement, la population du Sine-Saloum, bien qu'importante (50.000 habitants), est peu représentative des 5 millions de Sénégalais ou des 320 millions d'habitants de l'Afrique tropicale. Le Sine-Saloum est une zone exclusivement rurale et relativement homogène. Malgré son importance, ses résultats ne sont pas généralisables au Sénégal, ni à l'Afrique tropicale. Il en est de même du travail de Dittgen (1979) à Abidjan, des enquêtes de l'OMS en Afrique (OMS, 1980 ; OMS, 1981) et l'enquête de L. Depoux (1979). Notre modèle reste l'enquête sur la mortalité infantile et juvénile dans les Amériques. Cette enquête, bien que loin de notre zone d'étude, mérite un bref commentaire puisqu'elle pourrait servir de modèle.

c) *L'Enquête interaméricaine sur la mortalité infantile\**

Étalée sur cinq années d'investigations, d'observations et d'analyses, l'enquête interaméricaine sur la mortalité infantile a permis d'étudier les aspects de la mortalité post-infantile (1-4 ans). Il s'agissait d'une étude approfondie des raisons tant biologiques que sociales et économiques de quelques 35 000 décès de nourrissons et d'autres enfants.

Cette enquête a été lancée en 1968 par l'organisation panaméricaine de la santé, qui lui a assigné une durée de quatre ans comprenant 27 mois

---

(\*) *Chronique OMS, 1974, 28, 308-315p. N° 6 Juin.*

d'activités sur le terrain. Elle portait sur quinze zones fort éloignées les unes des autres réparties dans dix pays participants des Amériques.

L'objectif d'ensemble était de fournir aux autorités sanitaires des données complètes et sûres qui pourraient leur servir de base d'action pour résoudre les problèmes connus et révéler les relations réciproques entre causes initiales et causes associées de décès.

L'originalité de cette enquête, ce qui motive notre choix comme modèle, est l'étroite coopération des équipes pluridisciplinaires qui ont participé à toutes les phases des travaux (médecins, démographes, sociologues, ethnologues, etc...).

Pour une bonne connaissance de la mortalité post-infantile en Afrique tropicale, plusieurs pays de la région devraient effectuer une enquête globale de ce genre. Ce n'est qu'ainsi que nos connaissances sur la mortalité juvénile dans cette zone pourront être améliorées.

Décrivons maintenant comment, malgré le manque de données, on arrive à obtenir les indices de mesure de la mortalité post-infantile.

## B. LES DONNEES DISPONIBLES

"Les modèles doivent suivre les données, non l'inverse".

J.P. BENZECRI, *L'Analyse des données*.

La plus grande difficulté de l'analyse démographique en Afrique tropicale découle du manque de données. Depuis 1960, l'avènement des indépendances a incité les différents gouvernements à connaître les caractéristiques démographiques de leurs populations, ce qui justifie les enquêtes et les recensements réalisés et un effort pour améliorer les systèmes d'état civil. Une base statistique encore incomplète s'est ainsi constituée, permettant d'estimer des phénomènes démographiques.

La fécondité a été largement servie dans ces investigations : les données de fécondité sont nombreuses et disponibles pour la plupart des pays de la région. Ce n'est malheureusement pas le cas de la mortalité, qui reste la grande inconnue. Les données de mortalité sont anciennes et souvent rares : à quelques exceptions près, toutes les études sur la mortalité datent des années 1960, alors que nos connaissances de la situation socio-économique en Afrique tropicale sont aujourd'hui plus claires qu'il y a vingt ans.

## GENERALITES :

Il existe deux grandes méthodes classiques de mesure de la mortalité. La première se fonde sur l'observation longitudinale et la seconde sur l'observation transversale. L'observation longitudinale se rapporte aux manifestations d'un phénomène dans une cohorte, l'observation transversale se rapporte aux phénomènes survenus durant une période, souvent l'année civile.

L'observation longitudinale permet donc de calculer directement les probabilités des décès entre deux âges exacts donnés, alors qu'à partir des observations transversales on calcule d'abord les taux de mortalité qu'on transforme par la suite en quotients de mortalité par la formule bien connue de passage :

$$4Q1 = \frac{8 \text{ } 4^t 1}{2 + 4 \text{ } 4^t 1}$$

Cette formule a été améliorée récemment par Wunsch (1981) en tenant compte de la non linéarité de la fonction de survie dans l'intervalle 1--4 ans révolus

$$4Q1 = \frac{8 \text{ } 4^t 1}{2 + 4,8 \text{ } 4^t 1}$$

Nous utilisons dans cette étude, trois indices différents pour rendre compte du niveau de la mortalité : l'espérance de vie à la naissance, le taux de mortalité infantile et les quotients de mortalité post-infantile.

Les manifestations exactes du phénomène de mortalité en Afrique tropicale restent sérieusement floues à cause d'une ignorance cruciale due à la pénurie bien connue d'une base statistique fiable. Tout ce qu'on sait du niveau, des tendances et de l'évolution de la mortalité dans cette région provient de sources différentes : les registres des hôpitaux, de l'état-civil et des enquêtes démographiques. Si les deux premières sources étaient et restent fragmentaires et incohérentes, la dernière reste sporadique et ne concerne que de petites zones. Mais actuellement chaque pays africain dispose d'au moins un recensement national de la population, ce qui permet une amélioration des données concernant la mortalité.

Dans les enquêtes et les recensements, on utilise en général deux techniques d'approche qui ont cependant quelques lacunes. L'approche

rétrospective évite difficilement les omissions de décès parfois intentionnelles, dues aux tabous et aux coutumes sur les déclarations de décès. — Quant à la méthode prospective, elle collecte les données de mortalité d'une façon continue et plus efficace, mais elle est hélas coûteuse. C'est pour des raisons de ce genre que, pour mesurer la mortalité, on a souvent recours à des techniques indirectes.

### 1) PROBLEME DE MESURE

L'espérance de vie à la naissance échappe à l'influence de la composition par âge, ainsi elle mesure mieux le niveau de la mortalité générale. — Le taux de mortalité infantile, bien que très influent sur le niveau de la mortalité générale, offre un intérêt particulier : il permet d'avoir une idée du niveau de la mortalité juvénile.

Enfin, les quotients de mortalité post-infantile permettent de connaître le niveau de la mortalité entre 1 et 4 ans révolus et, surtout, d'évaluer l'importance du risque de décès dans ce groupe d'âge.

Sans revenir sur les techniques d'estimation de l'espérance de vie à la naissance, ni de la mortalité infantile qui ne concernent notre étude que comme variables explicatives, nous allons rappeler quelques techniques d'estimation de la mortalité post-infantile. L'exposé de ces techniques ne faisant pas l'objet de cette étude, seules les hypothèses de calculs seront énoncées, ce qui permettra d'en déduire les limites et les avantages.

### 2. ESTIMATION DE LA MORTALITE JUVENILE

Il n'existe pas de technique particulière d'estimation de la mortalité post-infantile comme on en connaît dans le cas de la mortalité infantile. Pour estimer la mortalité post-infantile, on n'utilise les mêmes méthodes que lorsqu'on veut évaluer la mortalité aux âges adultes. Certaines méthodes rencontrent des difficultés en ce qui concerne le groupe d'âge 1-4 ans.

#### a) *Estimation de la mortalité post-infantile à partir des taux intercensitaires de survie :*

Cette méthode d'estimation et les estimations subséquentes exigent qu'il existe une relation particulière entre les quotients de mortalité en-dessous de cinq ans et ceux de personnes âgées de plus de cinq ans. Mais pour connaître le taux de survie infantile et post-infantile, il faut que le nombre de naissances ait été enregistré pendant la période intercensitaire. Cette difficulté est un gros handicap, d'autant plus que la période intercensitaire en Afrique Tropicale, quand il y a eu des recensements,

est pour beaucoup de pays, de 10 ans. Par ailleurs l'enregistrement de toutes les naissances dans cette période n'est pas garantie à cause du mauvais fonctionnement de l'état civil.

Pour résoudre cette difficulté, on a recours aux tables-types de mortalité qui malheureusement sont pour la plupart inadaptées ; ce qui n'est pas un moindre mal. L'estimation de la mortalité post-infantile à partir des taux intercensitaires de survie n'est donc pas adaptée, surtout à cause de la longueur de l'intervalle intercensitaire ou de l'absence de ces taux, de la rareté des enquêtes et du mauvais fonctionnement de l'état civil.

*b) Estimation de la mortalité post-infantile à partir de la population stable :*

Pour estimer la mortalité post-infantile au moyen de la population stable, on pose l'hypothèse d'une fécondité ayant subi des variations de faible amplitude et de courte durée pendant les cinq ou six décennies précédentes, et d'une modification faible et graduelle de la mortalité au cours de la génération précédente.

Cette hypothèse semble inacceptable dans le cas de l'Afrique tropicale d'autant que la mortalité a subi de fortes variations dans le sens de la baisse.

Les chercheurs ont trouvé une méthode pour tenir compte de la baisse de la mortalité. Dans ce cas, ils supposent que la fécondité est restée constante et que la mortalité est en baisse continue. La difficulté dans cette méthode consiste à déterminer la durée et la rapidité moyenne de la baisse de la mortalité.

Comme très peu d'enquêtes ont été effectuées pour saisir la mortalité dans chaque pays, la durée "t" et la rapidité "k" de la baisse de la mortalité sont encore estimées. Or estimer les paramètres "t" et "k" pour estimer le niveau de la mortalité est un cas frappant de risques d'erreurs cumulées même si dans certains cas on aboutit à des résultats dits satisfaisants. Cette méthode n'est acceptable que dans les pays qui ne connaissent pas un fort mouvement migratoire.

*c) La méthode de W. Brass.*

W. Brass (1961) a proposé une technique particulière pour estimer la mortalité à partir des proportions d'enfants décédés selon l'âge des femmes, fondée sur les hypothèses suivantes :

- la structure par âge de la fécondité est restée à peu près constante

au cours des dernières années pour les jeunes femmes ;

- les taux de mortalité infantile et juvénile sont restés à peu près constants au cours des dernières années ;
- il n'y a pas de lien étroit entre l'âge de la mère et la mortalité infantile, ni entre les taux de mortalité des mères et ceux de leurs enfants ;
- la fréquence des omissions dans les réponses est à peu près identique pour les enfants décédés et pour les enfants survivants ;
- la structure de la mortalité des jeunes enfants suit à peu près celle des tables.

On remarque facilement que les hypothèses exigées sont rarement vérifiées dans la réalité. La dernière hypothèse, par exemple, remet en cause l'utilisation de cette méthode ; car des enquêtes ont montré qu'il existait effectivement une surmortalité post-infantile dans certaines régions d'Afrique. (Dackam Ngatchou et Djoumessi, 1980). Ce qui n'est pas possible dans les tables de mortalité usuelles quand l'espérance de vie à la naissance est supérieure à 30 ans<sup>1</sup>.

*d) La méthode de Courbage-Fargues.*

Les hypothèses de cette méthode sont simples :

La première hypothèse est que les décès des douze derniers mois sont sous-déclarés dans une proportion constante avec l'âge au-delà d'un certain minimum. La deuxième hypothèse est que la mortalité du pays s'apparente à une famille de structure de la mortalité selon l'âge, famille constituée de tables de mortalité de pays réels, ou à défaut, famille de tables-types. (Courbage-Fargues, 1979).

Cette méthode est assez pratique puisque les seules données nécessaires à son utilisation sont :

la structure par âge de la population et les décès des 12 derniers mois ; données généralement fournies par les recensements et les enquêtes en Afrique tropicale.

Mais c'est au niveau de la seconde hypothèse que le bât blesse ; la mortalité ayant été très peu étudiée en Afrique, on a souvent recours aux

---

(1) Les nouvelles tables-types de l'OCDE (1980) constituent une exception.

tables-types classiques (Coale et Demeny, Nations Unies, etc...) comme support. Ce qui ne nous avance guère, connaissant l'inaptitude de ces tables pour estimer la mortalité en Afrique tropicale. Par ailleurs, la sous-déclaration des enfants est également importante avant 5 ans, la méthode de Courbage-Fargues s'appliquerait mieux au-delà de 10 ans.

*e) Les autres méthodes :*

Que ce soit la méthode de Carrier ou l'utilisation d'une projection rétrospective pour estimer les taux de mortalité à partir des taux de survie des enfants, toutes ces méthodes souffrent des erreurs importantes sur l'âge. La méthode de Carrier est encore moins adaptée à cause de l'hypothèse invraisemblable de la stabilité de la population qui ne permet pas d'utiliser cette méthode en Afrique.

Bien que défailtantes, toutes ces méthodes donnent tout de même un ordre de grandeur. Dans notre étude nous avons parfois, faute de données brutes, utilisé dans le cas de certaines régions, des données ajustées. Comme les techniques d'ajustement sont différentes les unes des autres, il s'est avéré difficile de disposer d'une liste homogène de quotients de mortalité. Les estimations indirectes, telles que la comparaison de plusieurs recensements, la technique de Brass... donnent des résultats très approximatifs et incertains. Tel est aussi le cas de certaines techniques d'estimation directe comme l'état civil. Les questions sur les 12 ou 24 derniers mois des enquêtes démographiques donnent aussi des estimations souvent douteuses. On peut obtenir des estimations de la mortalité post-infantile plus proches de la réalité à partir des doubles collectes, des enquêtes démographiques à plusieurs passages.

La liste des méthodes d'appréciation de la mortalité juvénile que nous venons de donner n'est pas exhaustive. Ce tour d'horizon a permis de connaître les problèmes que pose l'estimation de la mortalité en Afrique tropicale.

## II

### LES ASPECTS DE LA MORTALITE POST-INFANTILE EN AFRIQUE TROPICALE

“Puisqu’un homme mort n’a de poids que si on l’a vu mort, cent millions de cadavres semés à travers l’histoire ne sont qu’une fumée dans l’imagination”.

A. CAMUS, (*La Peste*).

On sait depuis longtemps que le risque varie beaucoup avec l’âge. Cette situation est bien décrite par les courbes des quotients de mortalité. Quelle que soit la population, l’allure des courbes des quotients reste la même : ”décroissance de la mortalité de la naissance à dix ans environ, puis croissance lente jusque vers le milieu de l’âge adulte, de plus en plus rapide ensuite. Cette allure de la courbe des quotients de mortalité se trouve dans toutes les tables connues” (Henry, 1972). C’est ce qu’on lit dans la littérature démographique.

Mais avec le développement de la recherche démographique en Afrique, cette affirmation doit être dénoncée. En effet, dans certaines populations africaines, on a vu qu’entre la naissance et le cinquième anniversaire la courbe des quotients ne descendait pas régulièrement. Cette situation confère à la mortalité de ces régions un caractère exceptionnel. C’est souvent entre 1 et 4 ans révolus qu’on remarque une remontée de la courbe des quotients de mortalité.

Après avoir étudié la mortalité post-infantile telle qu’elle se présente dans les tables-types, nous décrivons le niveau, la structure et l’aspect biométrique de la mortalité juvénile dans les quatre premiers paragraphes et ferons dans les deux derniers paragraphes une étude comparée entre le niveau de la mortalité post-infantile et le niveau de la mortalité infantile.

## 1. LA MORTALITE POST-INFANTILE DES TABLES-TYPES

Une étude des tables de mortalité usuelles montre que dans les modèles de population que décrivent ces tables, le schéma de mortalité post-infantile suit toujours la même tendance :

une mortalité post-infantile élevée quand la mortalité est forte et une mortalité post-infantile basse quand la mortalité est faible. Dans ces tables, on retrouve aussi souvent une surmortalité masculine. Ces tables sont forcément différentes les unes des autres à cause de l'univers de données de base qui varie, et des différentes techniques de construction.

### a) *Les Tables de Coale et Demeny :*

Dans les tables de Coale et Demeny (1966), on observe deux groupes distincts selon le niveau de la mortalité post-infantile. Le premier groupe est constitué des familles Nord, Est et Ouest, et le deuxième groupe ne contient que la famille Sud.

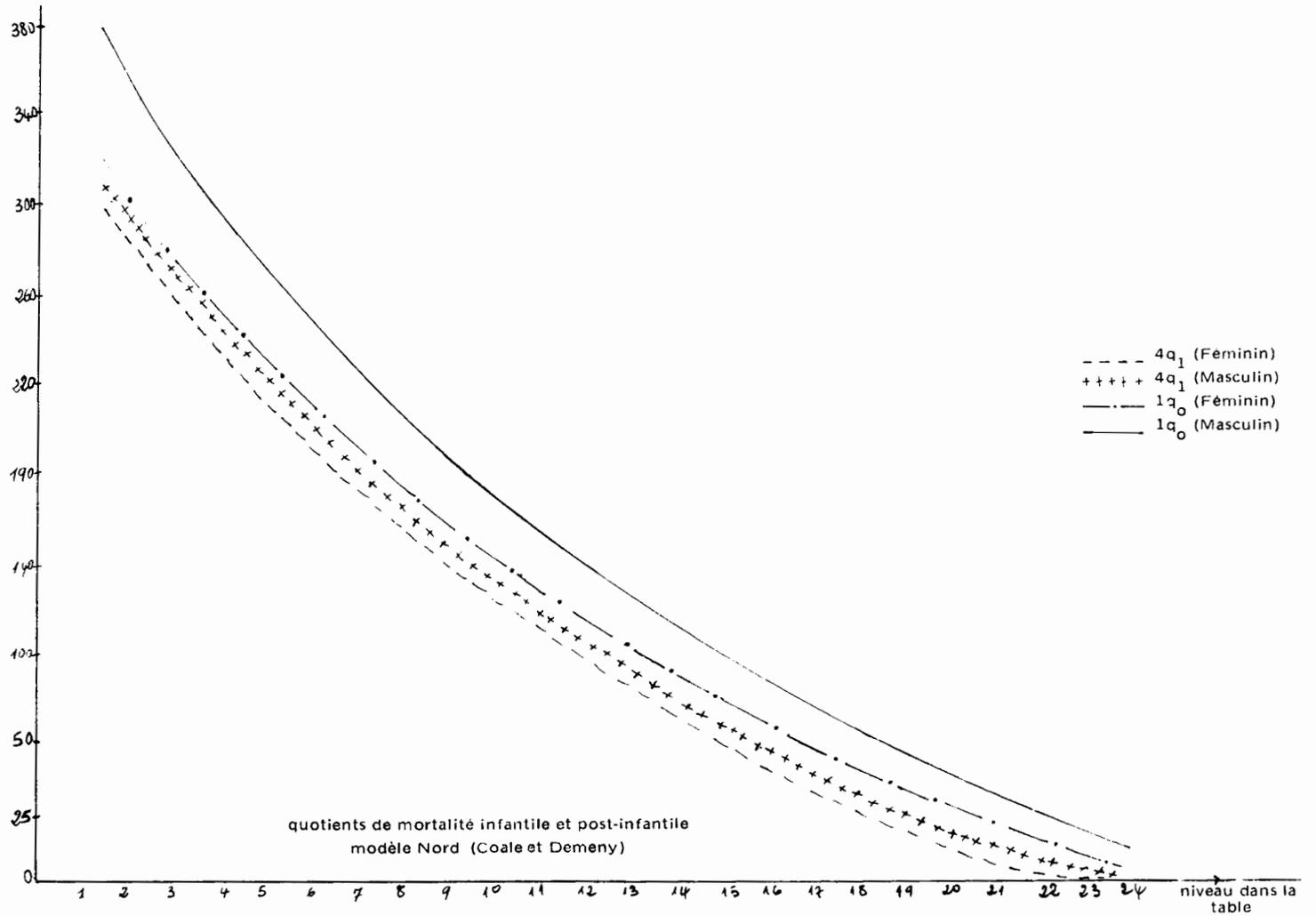
Dans les premières familles (Nord, Est, et Ouest), la courbe des quotients de mortalité infantile selon le niveau de la mortalité est toujours au-dessus de la courbe des quotients de mortalité post-infantile. En d'autres termes, cela signifie que dans ces modèles, la mortalité infantile est toujours plus forte que la mortalité post-infantile. Par ailleurs, la mortalité infantile féminine est toujours plus faible que celle des garçons de moins d'un an. Les risques de décès ne sont pas très différents selon le sexe entre 1 et 4 ans révolus. (Graphique 1.).

Par contre dans la famille Sud, quand l'espérance de vie à la naissance est en-dessous de 30 ans, les courbes des quotients de mortalité juvénile se placent au-dessus de celles des quotients de mortalité infantile. La surmortalité masculine avant le premier anniversaire observée dans les autres familles n'est pas respectée dans la famille Sud. De même, du niveau I au niveau II la courbe des quotients de mortalité post-infantile féminine est au-dessus de celle des quotients masculins. (Graphique 2).

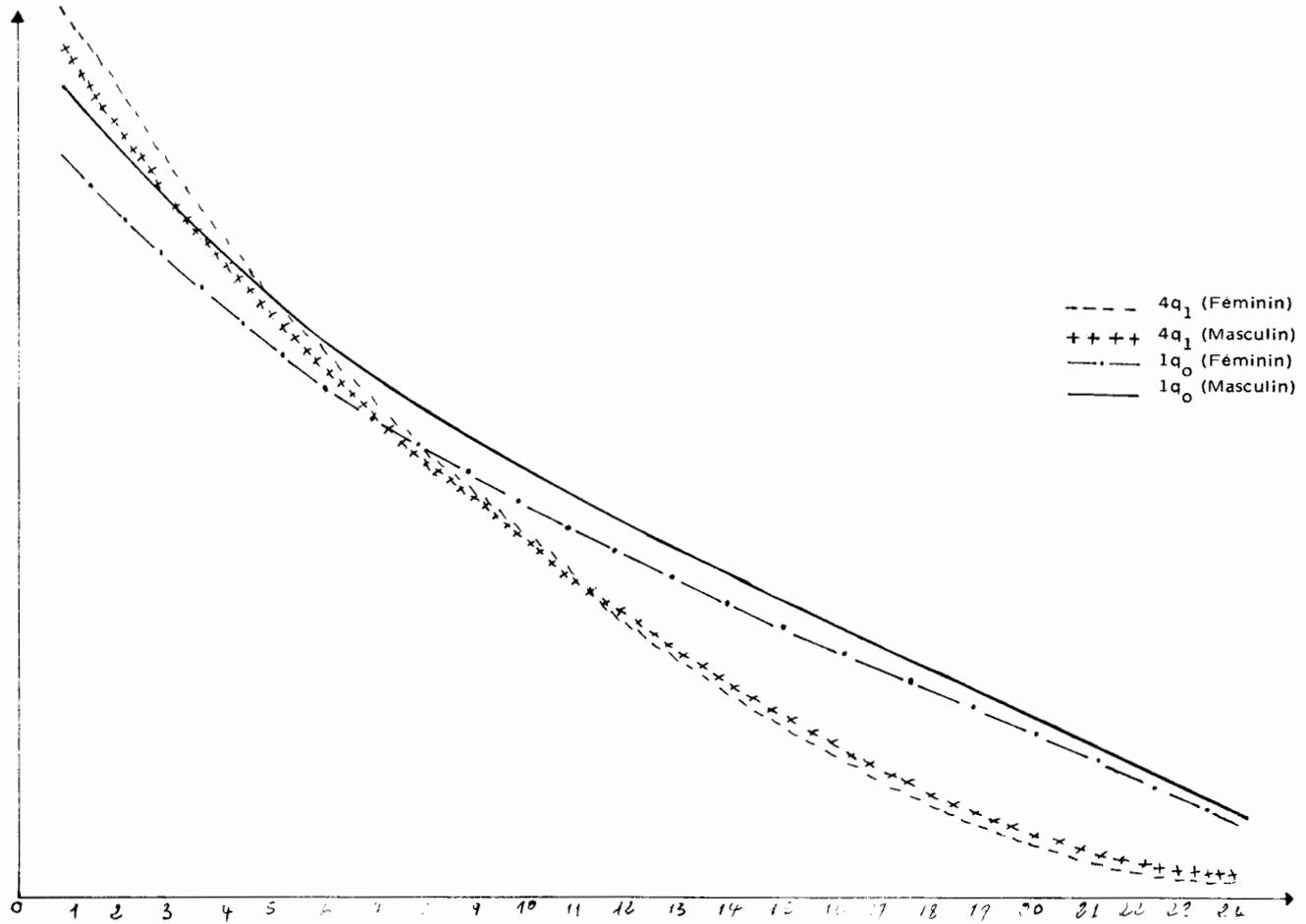
En résumé, dans les tables de Coale et Demeny, la courbe des (4Q1) n'est au-dessus de la courbe des (1Q0) que dans la famille Sud et à des niveaux de mortalité extrêmement élevés, c'est-à-dire quand les espérances de vie à la naissance sont inférieures à 27 ans pour les filles et à 25 ans pour les garçons.

### b) *Les autres tables :*

Nous ne faisons pas mention des tables antérieures à celles de Coale



GRAPHIQUE 1. Mortalité infantile et post-infantile dans le modèle Nord de Coale et Demeny.



GRAPHIQUE 2. Mortalité infantile et post-infantile dans le modèle Sud de Coale et Demeny.

et Demeny. Nous n'avons retenu dans cette partie que deux familles de tables. Celles de S. Ledermann (1969)<sup>1</sup>, parce qu'elles ont l'avantage de multiplier les entrées uniques, et d'introduire dans certains cas une entrée supplémentaire, et celles de l'OCDE qui, publiées en 1980 sont les plus récentes.

Dans les tables de Sully Ledermann, tous les réseaux, (exceptés les réseaux 100 et 103), décrivent des situations de mortalité post-infantile identiques à celles des modèles Nord, Est et Ouest de Coale et Demeny, à savoir : des quotients de mortalité post-infantile supérieurs aux quotients de mortalité infantile quant la mortalité est très forte. Ceci est certainement dû aux populations de référence, dont les tables de mortalité avaient servi comme univers de base pour l'élaboration de ces modèles. En général c'étaient des populations disposant d'assez bonnes statistiques, qui n'étaient rien d'autre que les populations européennes.

On rencontre dans les nouvelles tables-types de l'O.C.D.E. (1980) à l'usage des pays en développement, des cas où  $4Q_1$  est supérieur à  $1Q_0$ , alors que l'espérance de vie à la naissance est voisine de 55 ans. Ces tables ont été construites en tenant compte des objections majeures portées contre les anciens systèmes de tables-types, en particulier celle de l'univers de données de base. Les tables qui ont servi de base au calcul de nouvelles tables sont surtout celles de pays sous-développés dont un bon nombre est africain. Les tables de l'O.C.D.E. sont réparties en 5 régions ou familles, A, B, C, D, et E. La région A correspond à une mortalité élevée des enfants (0-4 ans), des adolescents (5-19 ans) et parfois des jeunes (20-44 ans) et à un niveau de mortalité faible pour les adultes (45-59 ans).

La région C correspond à une forte mortalité des enfants, mortalité faible pour les adolescents, moyenne pour les jeunes, élevée pour les adultes.

Nous ne parlerons pas expressément des régions qui ne correspondent pas au cas africain (B, D et E). Dans la région A, avec des espérances de vie relativement élevées, on rencontre des cas de surmortalité post-infantile. Ce phénomène est possible pour les deux sexes au dessous de 47 ans et entre 47 et 54 ans pour le sexe féminin uniquement.

Dans la région C, les cas de surmortalité juvénile sont encore observés, mais à des niveaux de mortalité extrêmement élevés : ( $Q_0 = 30$ ). dans les autres régions de cette table, ce phénomène est pratiquement inexistant.

---

(1) Sully Ledermann, "Nouvelles tables-types de Mortalité".

Les régions A et C semblent plus adaptées pour ajuster la mortalité infantile et juvénile en Afrique Tropicale. — Le modèle Sud de Coale et Demeny, le Standard Africain de Brass ont été longtemps considérés comme décrivant une structure de mortalité proche de celle de l'Afrique tropicale. Mais les ajustements fondés sur ces tables font disparaître à coup sûr, le phénomène de surmortalité juvénile, phénomène confirmé par 15 années d'observation dans la région du Sine-Saloum (Sénégal). Avec la région A de l'OCDE ce phénomène persiste.

## 2. *LE NIVEAU DE LA MORTALITE POST-INFANTILE*

La mortalité générale et la mortalité par âge sont assez élevées en Afrique par rapport à ce qu'on observe dans les autres régions du monde. Nous ne connaissons pas, cependant, assez bien la différence de mortalité par âge entre le niveau par âge en Afrique, et le niveau par âge des autres régions. Pour mettre en évidence ces différences, nous allons étudier certaines tables de mortalité dont l'une est européenne et les autres africaines. Le choix de ces tables a été fait par hasard ; j'ai pris la première série que j'ai eue entre les mains.

Comme on peut le voir dans le Tableau 1, la table de mortalité européenne suit le schéma théorique : elle baisse avec l'âge, atteint son minimum entre 10 et 15 ans, puis remonte régulièrement jusqu'à 40-45 ans, puis de plus en plus rapidement au-delà de 45 ans. (p. 44).

Bien que l'âge de quotient minimal soit entre 10 et 15 ans en Afrique, les quotients de mortalité ne varient pas toujours de la même façon en bas âge. C'est ainsi qu'après la première année de vie, la probabilité de décéder devient plus grande au Cameroun (Bamiléké), au Togo et à Madagascar.

Bien que les valeurs absolues des quotients soient plus grandes quel que soit l'âge dans toutes les tables africaines que dans la table européenne, nous ne pouvons pas tirer de conclusions quant à l'âge où la différence est plus importante. Pour atteindre cet objectif, nous avons pris l'Europe comme région de référence et à chaque âge nous avons un indice de mortalité égale à 1. Nous avons déduit que, quel que soit le groupe, dans tous les groupes d'âges, l'indice de différence est toujours supérieur à 1 dans les pays africains considérés. (voir Tableau 2. p. 44).

Ce qui est frappant, c'est l'importance de la différence dans les groupes d'âges 1-5 ans. La différence atteint son niveau le plus élevé dans ce groupe. La mortalité post-infantile est 30 à 53 fois plus élevée en Afrique qu'en Europe. Par contre, aux âges élevés, cette différence semble s'estomper ; c'est ainsi qu'au-delà de 60 ans, l'indice de différence est voisin de 1.

**TABEAU 1. TABLES DE MORTALITÉ SÉLECTIONNÉES**

Ages (1)	Europe <sup>1</sup> 1965 (2)	Haute-Volta 1961 (3)	Guinée 1955 (4)	Cameroun (Bamiléké) 1964-1965 (5)	Togo 1961 (6)	Madagascar 1966 (7)
0-1	19,5	216	279	172	157	95
1-5	4	210	201	182	171	118
5-10	2,6	68	68	39	48	66
10-15	2,1	25	58	20	33	34
15-20	4,9	39	118	34	45	54
20-25	7,5	49	109	58	72	82
30-35	7,2	77	109	77	73	89
35-40	10,2	68	109	58	95	90
40-45	16,1	82	122	82	118	97
45-50	24,9	104	135	63	121	102
50-55	47,1	131	298	131	159	128
55-60	111,0	178	182	131	166	169
60-66	127,6	218	276	266	285	248

Note : (1) France,  
Norvège,  
Angleterre,  
Hollande.

Sources : Colonne (1) : Pressat, 1973 ; colonnes (2) et (5) : Blayo, 1976 ;  
colonne (4) et (7) : Condé, 1971.

**TABEAU 2. DIFFÉRENCE DE MORTALITÉ PAR ÂGES ENTRE LES TABLES AFRICAINES ET LA TABLE EUROPÉENNE**

Ages	Europe 1967	Haute-Volta 1961	Guinée 1955	Cameroun (Bamiléké) 1964-1965	Togo 1961	Madagascar 1966
0-1	1	11,1	14,3	8,8	8,1	4,9
1-5	1	52,5	50,3	45,5	42,8	29,5
5-10	1	26,2	26,2	15,0	18,5	25,4
10-15	1	11,9	27,6	9,5	15,7	11,4
15-20	1	8,0	24,1	6,9	9,9	11,0
20-25	1	6,5	14,5	6,5	10,9	9,0
25-30	1	7,2	12,7	7,7	9,6	10,9
30-35	1	10,6	15,1	10,6	10,1	12,4
35-40	1	6,7	10,7	5,7	9,3	8,8
40-45	1	5,1	7,6	5,1	7,3	6,0
45-50	1	4,2	5,4	2,5	4,9	4,1
50-55	1	3,0	6,9	3,0	3,7	3,0
55-60	1	1,6	1,6	1,2	1,5	1,5
60-65	1	1,7	2,2	2,1	2,2	1,94



GRAPHIQUE 3. Rapports  $aq_x$  pays africains sur  $aq_x$  européen.

Contrairement à ce qu'on a longtemps admis, ce n'est pas la mortalité infantile qui est la plus inquiétante en Afrique. La mortalité infantile africaine n'est nulle part 25 fois supérieure à celle observée en Europe. Dans la plupart des pays européens, le taux de mortalité infantile est autour de 15 alors qu'en Afrique, elle varie entre 60 et 300. L'écart entre les taux les plus élevés (300 ‰ dans certaines régions tropicales) et le plus bas (11,7 ‰ en Suède en 1969) est de 1 à 25.

Si dans la plupart des pays d'Afrique Noire la mortalité infantile est très élevée, la probabilité de décéder entre 1 et 5 ans exacts est aussi très forte, et souvent proche de la probabilité de décéder avant le premier anniversaire. Elle peut même lui être supérieure. C'est le cas dans beaucoup de régions comme le montre le Tableau 3.

Cantrelle (1973) et Tabutin (1976) affirment que le phénomène est propre à l'Afrique tropicale, ce qui n'est pas tout à fait juste. Il a été observé en Espagne en 1900, en Grèce en 1920 et en Egypte (1936-1938). (Nations Unies, 1956).

Blayo (1967) et Mondot (1976) le localisent dans les zones tropicales et méditerranéennes. C'est encore faux, puisqu'il est signalé dans la région de la Seine pendant une longue période (1816-1863) et même à New-York en 1890.

Bien que noté dans beaucoup d'autres régions du monde dans le passé, le phénomène de surmortalité juvénile semble aujourd'hui assez propre à l'Afrique tropicale.

La surmortalité juvénile ne se retrouve ni en France depuis 1870, ni dans d'autres régions du monde hors d'Afrique depuis 1945, ni en Afrique du Nord. Au Punjab, par exemple, ou en Afrique du Nord, la mortalité juvénile est assez forte, mais elle n'atteint jamais la mortalité de la première année de vie.

L'examen des quotients par année d'âge éclaire encore mieux les différences de structures de la mortalité juvénile des pays comme l'Algérie actuelle ou la France d'il y a un siècle.

### 3. STRUCTURE DE LA MORTALITÉ (0-5) ans

Dans beaucoup de populations théoriques et réelles, la mortalité baisse régulièrement quant l'âge augmente, et atteint son minimum entre 10 et 15 ans. C'est ce qu'on observe dans les tables connues, comme le disait Henry (1972) : dans tous les pays la courbe des quo-

TABLEAU 3. QUOTIENTS DE MORTALITÉ INFANTILE ET POST-INFANTILE DANS QUELQUES RÉGIONS ET PAYS

RÉGIONS	1Qo	4Q1	ANNÉES
Algérie (15) . . . . .	142	82	1970
Bénin (1) . . . . .	111	194	1961
Bénin (2) . . . . .	105	164	1961
Bénin Nord (2) . . . . .	93	164	—
Bénin Sud (2) . . . . .	110	164	—
Bénin (3) . . . . .	111	165	—
Bulgarie (10) . . . . .	155	159	1899–1902
Burundi (9) . . . . .	150	—	1965
Cameroun Nord (2) . . . . .	182	154	1960
— (Mislern) (2) . . . . .	169	90	—
— (Plaine P.) (2) . . . . .	182	114	—
— (Hill P.) (2) . . . . .	191	260	—
Cameroun (Occidental) (1) . . . . .	139	147	—
— (Septentrional) (1) . . . . .	197	173	—
Cameroun (Occidental) (3) . . . . .	138	149	1960–1961
Cameroun (Bamiléké) (3) . . . . .	159	186	—
Cameroun Sud-Benoué (3) . . . . .	100	110	—
Cameroun Nord-Benoué (3) . . . . .	180	159	—
Cameroun (Nord) (1) . . . . .	197	173	1960–1964
Cameroun (Ouest) (1) . . . . .	139	147	—
Ceylan (19) . . . . .	183	191	1920–1922
Congo (5) . . . . .	180	—	1960–1961
Côte d'Ivoire (secteur agricole) . . . . .	147	135	1957
Egypte (10) . . . . .	167	227	1936–1938
Espagne (10) . . . . .	201	210	1900
France (Normandie) (12) . . . . .	172	138	1720 et au delà
France (Bas Querey) (13) . . . . .	191	148	1747–1791
France (14) . . . . .	148	59	1901
France (région de Paris et de la Seine) (11) . . . . .	204	242	1851–1855
Gabon (7) . . . . .	152	81	1960–1961
Gabon (9) . . . . .	229	—	1960–1961
Ghana (9) . . . . .	156	—	1960
Grèce (10) . . . . .	113	136	1920
Grèce (10) . . . . .	94	110	1926–1930
Guatemala (10) . . . . .	153	208	1939–1941
Guinée (2) . . . . .	213	182	1954–1955
— (Maritime) (2) . . . . .	212	218	—

TABLEAU 3. (Suite).

-- (Fouta-Djalou) (2) . . . . .	199	164	--
-- (Haute) (2) . . . . .	177	173	--
-- (Forêt) (2) . . . . .	253	189	--
Guinée (3) . . . . .	216	189	--
Haute-Volta (1) . . . . .	182	218	1960
Haute-Volta (3) . . . . .	182	208	1960-1961
-- (2) . . . . .	179	201	1960
-- (Mossi) (2) . . . . .	195	223	--
-- (Ouest) (2) . . . . .	1961	195	--
Mali (Sud) (3) . . . . .	293	391	1957-1958
Mali (3) . . . . .	141	182	1960-1961
Mauritanie (Nomade) (3) . . . . .	185	391	1964-1965
Mauritanie (Sédentaire) (3) . . . . .	191	391	--
Mauritanie (7) . . . . .	186	127	--
-- (9) . . . . .	188	127	--
Madagascar (8) . . . . .	102	130	1960-1970
Maurice (7) . . . . .	66,8	22,5	1960-1961
Mexique (10) . . . . .	210	211	1930
-- (10) . . . . .	159	161	1940
Niger (7) . . . . .	200	152	1960
Niger (Sédentaire) (3) . . . . .	200	--	--
Nigeria (9) . . . . .	178	--	--
Punjab (16) . . . . .	156	111	1957-1959
R.C.A. (2) . . . . .	190	118	1959
Rwanda (5) . . . . .	127	148	1960-1965
Sénégal (Vallée) (3) . . . . .	173	169	1964-1965
-- -- . . . . .	93	169	--
Sénégal (Khonnol) (4) . . . . .	66	178	1965-1967
(Thiarnaba) (4) . . . . .	247	433	--
(Fakao) (6) . . . . .	193	217	--
Sénégal (8) . . . . .	173	169	1960-1970
Sénégal (Niakhar) (4) . . . . .	170	344	1961-1963
-- (Paos-Koto) (1) . . . . .	129	174	1963-1964
Salvador (10) . . . . .	92	97	1931-1949
Tchad (1) . . . . .	160	127	1960-1962
Tchad (3) . . . . .	165	110	1964
Togo (1) . . . . .	127	166	1961
Tchad (1) . . . . .	165	127	1963-1964
Zaïre (5) . . . . .	104	113	1960-1963

(1) Clairin. (1968)

(6) Lacombe.

(11) Van de Walle (1974)

(2) Brass.

(7) Nations Unies

(12) Gauthier E., Leridon W., Henry L.

(3) Blayo. (1967)

(8) SO

(13) Vatmany P.

(4) Cantrelle. (19)

(9) SOM

(14) Tabutin D.

(5) C.E.A.. (1979)

(10) Nations Unies

(15) Gordon

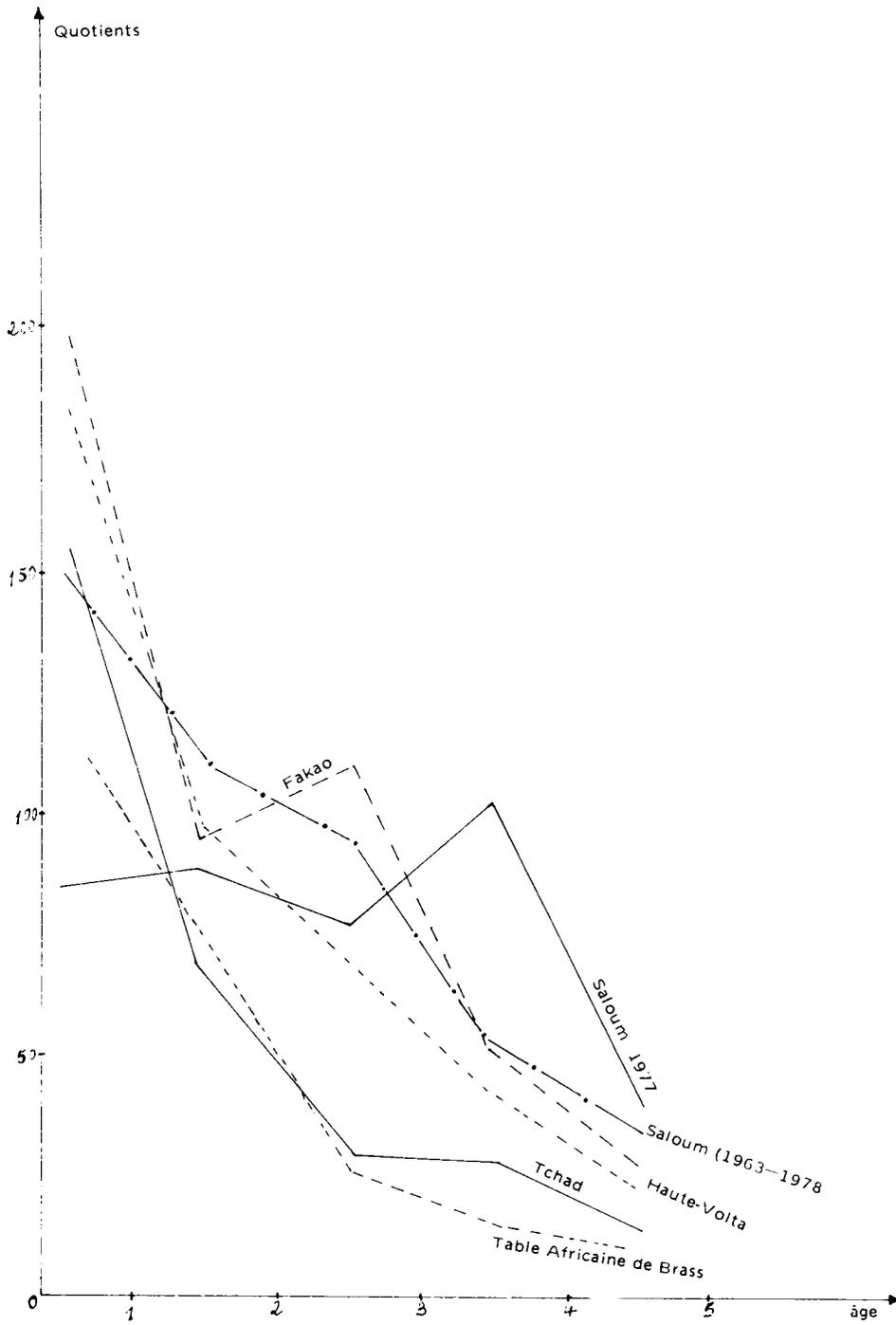
tients de mortalité selon l'âge dessine un V largement ouvert vers le haut dont la branche gauche est plus verticale que la branche droite quel que soit le niveau où cette courbe se place. Cette affirmation n'est plus acceptable : un contre-exemple nous est donné par la structure de la mortalité dans les nouvelles tables-types de l'O.C.D.E. (région A), et surtout dans certaines régions de l'Afrique tropicale, où le postulat de baisse de mortalité avec l'âge entre 0 et 10 ans, et en particulier entre 1 et 5 ans, n'est pas vérifié. En effet dans ces régions, par exemple à Fakao au Sénégal, autour des années 1960, il y a eu une recrudescence de la mortalité après le deuxième anniversaire. Il en est de même au Cameroun (Bamiléké) en 1964-65 ou encore dans la région du Saloum à une date plus proche (1977). Dans ce dernier cas, il y a eu double remontée de la mortalité après le premier anniversaire. C'est ce qu'on observe sur le Graphique 4 (ou le Tableau 4), qui décrit la variation de la mortalité entre 0 et 5 ans exacts.

TABLEAU 4. ÉVOLUTION DE LA MORTALITÉ PAR ANNÉE D'ÂGE DE 0 A 5 ANS  
(quotient de mortalité)

PAYS	0 an	1 an	2 ans	3 ans	4 ans	1-4 ans
Haute-Volta	183	97	69	45	25	218
Tchad	160	62	31	30	16	127
Sine (Sénégal)	186	165	133	73	42	358
Fakao (Sénégal)	197	94	108	53	29	217
Paos-Koto (Sénégal)	129	125	116	62	25	174
Niakhar (Sénégal)	170	182	135	73	44	344
France (1901)	148	30	18	11	9	59
Algérie (1970)	142	38	24	14	10	82
Saloum (1977)	86	89	78	104	44	375
Table africaine de Brass	120	76	28	17	13	107

Au Sénégal, dans l'enquête du Sine-Saloum, la mortalité se maintient de 0 à 2 ans (3 ans à Paos-Koto) avant de diminuer lentement. La forme de la courbe est concave.

En général ce phénomène s'observe surtout dans les zones rurales. Mais on l'observe aussi dans certains centres urbains où, à défaut d'être supérieur aux quotients de mortalité infantile, le quotient de mortalité post-infantile était du même ordre de grandeur. (Tableau 5, p. 51).



GRAPHIQUE 4. Quotients de mortalité entre 0 et 5 ans exacts dans quelques pays d'Afrique.

**TABLEAU 5. MORTALITÉ INFANTILE ET POST-INFANTILE DANS 4 VILLES AFRICAINES**

	Taux de mortalité infantile	Quotient 1-4 ans ‰
Libreville (1969-1972) <sup>1</sup>	81,4	86,1
Brazzaville (1975) <sup>1</sup>	79,2	81,3
Abidjan (Treichville) (1979) <sup>2</sup>	32,5	33,1
Abidjan (1978) <sup>2</sup>	35,3	30,4

Sources : (1) Cantrelle, 1967 ; (2) Dittgen, 1975. Selon Tabutin (1976).

”Ce phénomène ne se retrouve aucunément ni en France au début du siècle ni en Algérie. La mortalité qui baisse très rapidement de 0 à 1 an, puis lentement de 1 à 5 ans décrit une courbe convexe.

C’est donc bien à deux structures de mortalité juvénile fort différentes que nous avons affaire. L’Afrique tropicale et des pays comme la France en 1901 ou l’Algérie se distinguent beaucoup moins par leur mortalité de la première année de vie que par celle des 4 années qui suivent, notamment par celle des deuxième et troisième années”.

Ce phénomène, appelé aussi surmortalité juvénile, a fait l’objet d’une étude antérieure (Dackam Ngatchou et Djoumessi, 1980). Dans cette étude nous avons vérifié si les quotients de mortalité de 1-4 ans plus élevés que les taux de mortalité infantile n’étaient pas une conséquence des nombreuses techniques d’ajustement et des tables-types qui permettaient de faire ces ajustements.

Nous avons utilisé toutes les tables à notre portée (Coale et Demeny, Nations Unies, Sully Ledermann, Standard africain de Brass) et en utilisant des entrées différentes, nous avons constaté qu’au lieu de faire apparaître ce phénomène, les ajustements les faisaient disparaître quand ils existaient ; dans aucun cas on ne pouvait incriminer les techniques d’ajustement comme cause de l’existence de la surmortalité juvénile. Cette démarche se justifiait par la non-existence des données brutes dans la littérature disponible pour la plupart des pays africains.

En dernier ressort, nous avons supposé que ce phénomène pourrait être dû à un fait d’observation où à un niveau de mort-nés anormalement élevé ou parce que certains enfants morts peu après leur naissance ont été dénombrés comme mort-nés.

Dans certaines régions, pour observer le phénomène de recrudescence de décès, il faut faire une étude trimestrielle de décès plutôt qu’une

étude qui ne prend en considération que les données annuelles. Il y a lissage de la courbe de quotient de mortalité quand l'intervalle de temps augmente. C'est ainsi que Cantrelle et Leridon (1977) ont remarqué que dans une zone rurale au Sénégal en 1962—1968 (Tableau 6, p. 53), les données annuelles suivaient le schéma théorique alors que les données trimestrielles ne respectaient pas ce schéma. Une telle étude dans d'autres populations, surtout celles des régions développées, ne présente pas ce genre de fluctuation de quotients trimestriels de mortalité. En Europe, par exemple, la mortalité s'abaisse régulièrement de mois en mois entre la naissance et l'âge de 5 ans.

Bien qu'il soit plus intéressant de faire des études raffinées de la mortalité post-infantile par âge, dans certains cas il arrive que les détails cachent la dimension du quotient  $4q_1$ . En Haute-Volta, par exemple, en 1961, la courbe de mortalité post-infantile suit le schéma théorique alors que  $4q_1$  est supérieure à  $1q_0$ . Il faut toujours calculer les quotients  $1q_0$  et  $4q_1$  pour une éventuelle comparaison. Cet exemple montre que les indices  $1q_0$  et  $4q_1$  peuvent donner une fausse idée de la structure réelle de la mortalité entre 0 et 4 révolus.

Malheureusement, dans presque toutes les régions africaines, ce sont les seuls éléments qui sont souvent disponibles pour étudier la mortalité en-dessous de cinq ans.

La structure particulière de la mortalité décrite ci-dessus ne peut pas être généralisée à l'ensemble des pays de l'Afrique tropicale. Elle n'a été observée que dans des petites régions, nombreuses certes, mais ne couvrant pas une région entière comme l'Afrique de l'Ouest ou l'Afrique centrale.

#### 4. ANALYSE BIOMÉTRIQUE DE LA MORTALITÉ JUVÉNILE

L'analyse biométrique de la mortalité de Bourgeois -- Pichat (1952), met en évidence un autre aspect intéressant de la mortalité post-infantile en Afrique tropicale.

L'étude de J. Bourgeois-Pichat date de 1952. A cette époque, "les taux de mortalité d'origine endogène avaient été pris comme représentatifs de la limite biologique de la baisse de la mortalité. Sur un graphique où les âges étaient en ordonnée, les taux endogènes pouvaient être ajustés sur une ligne droite. Cette ligne droite était censée représenter la limite biologique au-dessous de 30 ans".(Bourgeois -- Pichat, 1978). On a fait par la suite une étude spéciale de la mortalité infantile, pouvant estimer les décès endogènes qui se produisent peu de temps après la naissance. On connaît surtout l'application de cette méthode à l'étude de la

**TABLEAU 6. QUOTIENTS DE MORTALITÉ TRIMESTRIELS ET ANNUELS**  
**(Région rurale du Sénégal, 1962–1968)**

Age en mois révolus	Quotients trimestriels %	Quotients annuels %
0	73	205
3	38	
6	47	
9	65	
12	66	194
15	47	
18	51	
21	46	
24	46	139
27	38	
30	35	
33	39	
36	17	53
39	16	
42	10	
45	9	
48	3	21
51	10	
54	7	
57	0	
60		

*Source* : Cantrelle et Leridon, Allaitement, mortalité de l'enfance et fécondité dans une zone rurale du Sénégal, 1977.

mortalité infantile ; par contre, son application à la mortalité post-infantile est moins connue.

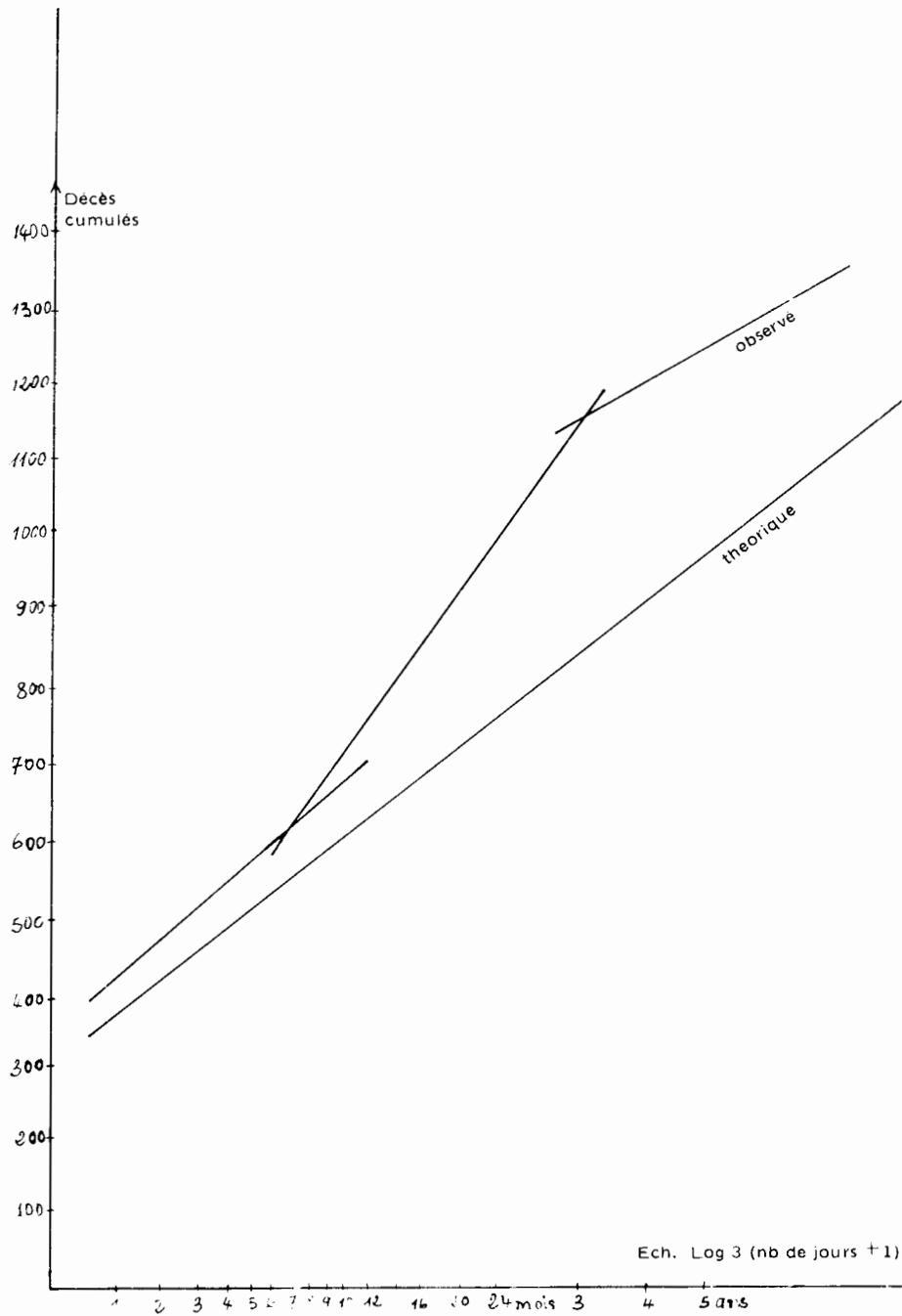
Si on admet le postulat selon lequel la ligne droite continue à représenter la mortalité endogène au-dessous de 5 ans, cette méthode peut forcément être appliquée pour l'étude de la mortalité post-infantile. C'est ce qui a été fait dans l'étude de la mortalité post-infantile au Sénégal (Sine) (voir Graphique 5 et 6 p. 55 et 56). La méthode biométrique reportée sur un graphique semi-logarithmique montre qu'au lieu d'être rectilinéaire la courbe de décès cumulés présente des cassures vers 6 mois et vers 2 ans. Cette inadéquation entre le postulat de la ligne droite et les courbes africaines traduit en fait une situation réelle.

En Europe, la mortalité se caractérise par la baisse de la mortalité exogène et par la hausse relative de la mortalité endogène. En Afrique, par contre, la baisse de la mortalité exogène n'est pas très importante et n'a pas d'implication sur le niveau de décès endogènes, qui sont plus résistants à l'action de l'homme. A cause de l'immunité des enfants au-dessous de 6 mois de vie, les maladies exogènes, principales causes de décès en Afrique, frappent surtout les enfants de 1—4 ans, d'où une recrudescence de décès. Le cumul de décès en ordonnée monte brusquement après 6 mois (fin de l'immunité) et après 2 ans (période moyenne du sevrage), ce qui modifie la pente de la droite. C'est ce qui pourrait expliquer les cassures observées. Cette particularité a été observée partout en ce qui concerne la mortalité infantile. Il faudrait faire beaucoup plus d'études pour savoir ce qu'il en est sur un plan plus général de la mortalité post-infantile.

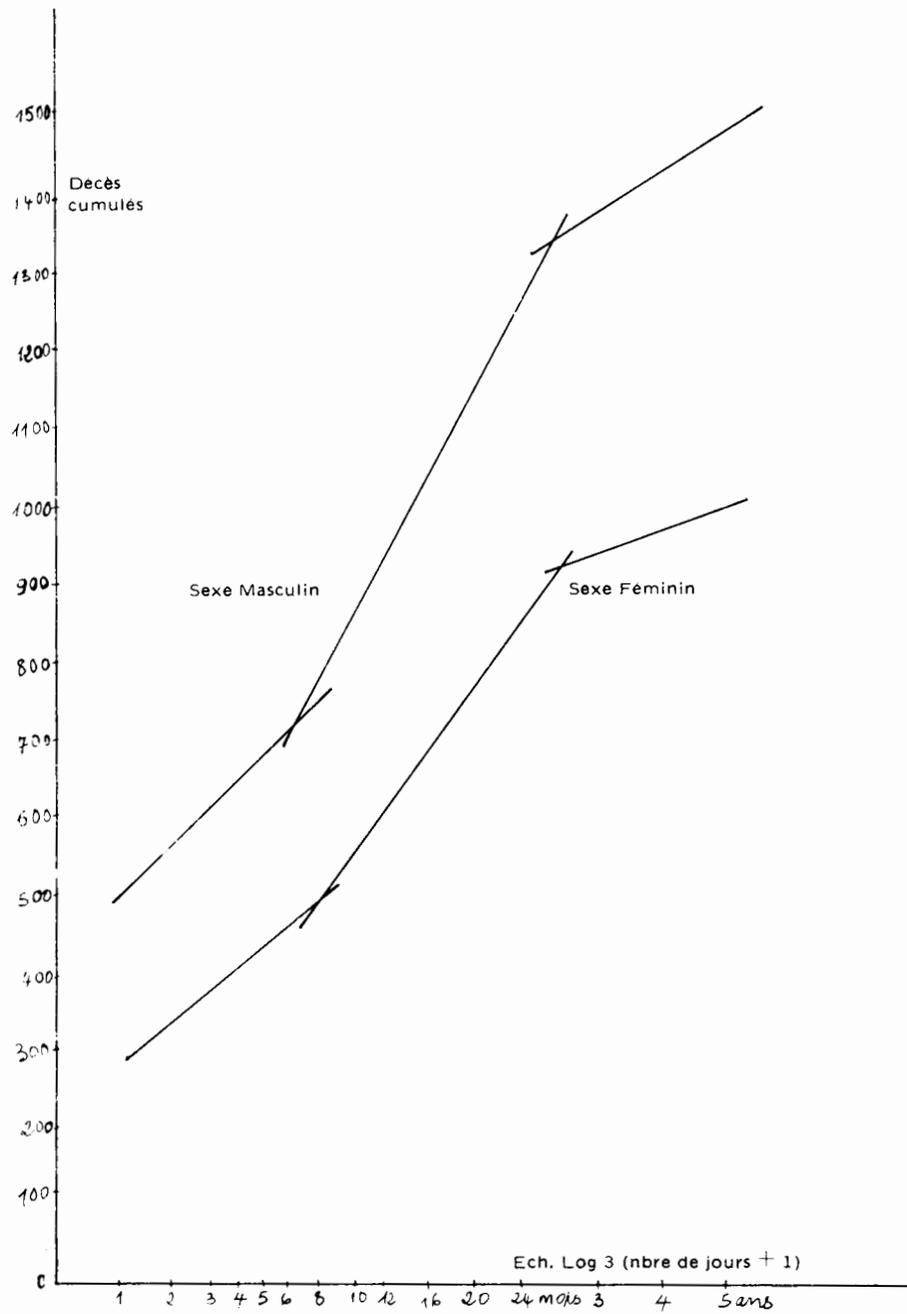
##### 5. COMPARAISON ENTRE LE NIVEAU DE LA MORTALITE POST-INFANTILE ET LE NIVEAU DE LA MORTALITE INFANTILE

###### a) Rapport $1q_0/4q_1$ dans les tables-types :

Pour mieux étudier les relations entre le niveau de mortalité post-infantile et celui des enfants de moins d'un an, nous avons choisi le rapport  $1q_0/4q_1$ . Etudier les tendances de ce rapport dans les tables-types serait une répétition, car comparer les courbes de  $4q_1$  à celles de  $1q_0$  explique le même phénomène : quand la courbe ( $1q_0$ ) est au-dessus de la courbe ( $4q_1$ ), cela signifie que  $1q_0/4q_1$  est supérieur à 1, et l'inverse signifie que ce rapport est inférieur à 1. Par contre, nous n'avons pas montré l'importance que la différence entre ces deux niveaux de mortalité a dans la réalité. Nous décrivons les cas observés plus loin. Revenons brièvement sur un exemple de tables-types. Dans les tables de Coale et Demeny, le rapport  $1q_0/4q_1$  varie dans le même sens que le niveau de la



GRAPHIQUE 5. *Décès cumulés par âge des cinq premières années (observés et théoriques).*



GRAPHIQUE 6. Décès cumulés par âge des cinq premières années selon le sexe des enfants.

table, c'est-à-dire, l'espérance de vie à la naissance. Ce rapport est inversement proportionnel au niveau de la mortalité : il diminue quand la mortalité augmente et réciproquement (augmente quand la mortalité diminue). Sa valeur varie de 0,87 à 11,35, du niveau  $e_0 = 20,5$  dans le modèle Sud, sexe féminin, au niveau  $e_0 = 77,5$  dans le modèle Nord. Pour un même niveau de mortalité, ce rapport varie d'un modèle à l'autre avec les valeurs plus faibles dans le modèle Est.

Dans les autres systèmes de tables-types, on ne rencontre pas de valeurs de  $1q_0/4q_1$  supérieures à 15. Dans tables de Ledermann le maximum est 10,54 et dans les nouvelles tables-types de l'O.C.D.E., 11,57. Dans la réalité, on trouve facilement des valeurs de ce rapport supérieur à 20.

Par contre la limite inférieure de  $1q_0/4q_1$  n'est pas très loin de ce qu'on a observé dans les cas réels de très forte mortalité. Le minimum dans les tables de Ledermann est dans le réseau n° 2 à double entrée (15q0 et 20q30) ; sa valeur est 0,84 alors que ce minimum est 0,67 dans la région A des tables de l'O.C.D.E. Plus loin nous allons donner la signification de ce rapport.

Le niveau de la mortalité en Europe ancienne était du même ordre de grandeur que ce qu'on a observé en Afrique tropicale dans les années 1960. La mortalité infantile était également élevée, souvent d'un niveau voisin de celui des enfants de 1-4 ans. Il existait cependant dans la même région quelques rares cas de surmortalité post-infantile. Mais ces cas avaient complètement disparu depuis la fin du XIX siècle. C'est ce qui explique que dans les tables de mortalité classiques qui avaient pour base les populations occidentales, on ne trouve presque pas les probabilités de décéder entre 1 et 5 ans exacts, supérieures à celles de décéder avant 1 an, quand l'espérance de vie à la naissance est supérieure à 30 ans. Sur 18 tables africaines établies par Condé (1973), 6 seulement ont une tendance normale, c'est-à-dire semblable à celle qu'on trouve dans les autres régions du monde.

b) *Cas observés :*

Le tableau des  $\frac{1q_0}{4q_1}$  observés dans le monde est classé par ordre décroissant. Ce classement nous permet de former quatre groupes distincts des pays : ceux dont la valeur de ce rapport est supérieure à 10, comprise entre 5 et 10, comprise entre 1 et 5, et inférieure à 1.

Tous les pays de l'Europe, de l'Amérique du Nord et le Japon se trouvent dans le premier groupe (Tableau 7). Le rapport  $\frac{1q_0}{4q_1}$  varie de

**TABLEAU 7. RAPPORTS 190/491 OBSERVÉS DANS QUELQUES PAYS DU MONDE PAR ORDRE DE VALEURS DÉCROISSANTES**

HONGRIE . . . . .	32,55	R.A.U. . . . .	3,75
POLOGNE . . . . .	30,36	SEYCHELLES . . . . .	2,19
ITALIE . . . . .	29,73	TUNISIE . . . . .	2,17
SUEDE . . . . .	26,00	R.C.A. . . . .	1,61
FRANCE . . . . .	25,50	ANGOLA . . . . .	1,34
ROUMANIE . . . . .	24,79	RÉUNION (1955–1960) . . . . .	1,25
U.S.A. . . . .	24,22	GUINEE (Fouta-Djallon) . . . . .	1,21
CANADA . . . . .	23,11	ZAÏRE . . . . .	1,14
ROYAUME-UNI . . . . .	22,88	COTE-D'IVOIRE . . . . .	1,09
R.F.A. . . . .	22,80	HAUTE-VOLTA . . . . .	1,06
ISRAEL . . . . .	22,55	GUINEE (Haute) . . . . .	1,02
YOUgosLAVIE . . . . .	22,54	CAMEROUN . . . . .	1,02
DANEMARK . . . . .	20,50	SÉNÉGAL (Vallée) . . . . .	1,02
NOUVELLE ZELANDE . . . . .	17,00	CONGO BRAZZAVILLE . . . . .	0,93
PORTUGAL . . . . .	16,51	CAMEROUN OCCIDENTAL . . . . .	0,93
SUISSE . . . . .	16,10	HAUTE-VOLTA (Ouest) . . . . .	0,92
PAYS-BAS . . . . .	15,11	TCHAD . . . . .	0,90
NORVEGE . . . . .	15,11	ZAÏRE . . . . .	0,88
JAPON . . . . .	13,91	RWANDA . . . . .	0,86
MAURICE . . . . .	9,09	MADAGASCAR . . . . .	0,78
CEYLAN . . . . .	8,53	MALI . . . . .	0,77
ILES DU PACIFIQUE . . . . .	7,67	TOGO . . . . .	0,77
SINGAPOUR . . . . .	7,67	SÉNÉGAL . . . . .	0,57
FIDJI . . . . .	7,29	NIGER . . . . .	0,52
MEXIQUE . . . . .	6,06	SENEGAL (Paos Koto) . . . . .	0,47
EL SALVADOR . . . . .	5,92		

Source : Pays européens calculés à partir des quotients du document série rapport

technique . . . . .O.M.S.  
N° 485 . . . . .(1978)

13,91 au Japon à 32,55 en Hongrie contrairement à ceux trouvés dans les tables-types de Coale et Demeny qui pourtant décrivent la mortalité dans les mêmes pays, mais à une date antérieure.

Le deuxième groupe rassemble les pays de l'Asie du Sud-Est, de l'Amérique Centrale, et du Pacifique. Ce rapport passe de 5,92, El Salvador à 9,09 à l'île Maurice.

Le troisième groupe est celui des pays de l'Afrique du Nord et de quelques pays de l'Afrique au Sud du Sahara, avec des valeurs de  $\frac{1q0}{4q1}$  comprises entre 1,02 (Sénégal-Vallée) à 3,75 (R.A.U).

Le dernier groupe, formé essentiellement par des pays africains, a des valeurs inférieures à 1. Dans ces pays, les enfants de 1-4 ans sont les plus exposés au risque de décéder. Le risque de mortalité post-infantile est beaucoup plus élevé que le risque de mortalité infantile.

D'après Bengoa (1961)<sup>1</sup>, ce rapport est fonction du problème nutritionnel : dans les pays où les problèmes nutritionnels et digestifs ont été résolus, ce rapport est situé entre 10 et 20 (cas rares dans les tables-types de Coale et Demeny), alors qu'un rapport inférieur à 10 (et à 5) indique la présence d'un grave problème nutritionnel.

*c) Evolution de la mortalité post-infantile :*

Historiquement les niveaux de la mortalité diminuent progressivement avec le processus combiné de l'évolution biologique et culturelle de l'homme. C'est ainsi que la mortalité post-infantile encore très élevée dans la première moitié du XIXème siècle a atteint aujourd'hui dans plusieurs pays (développés), un niveau suffisamment bas. En France, par exemple, le quotient de mortalité post-infantile était beaucoup plus élevé que le quotient de mortalité infantile ; cette situation s'est renversée définitivement autour des années 1870 (Graphique 8a). En Suisse et en Norvège, il existait un niveau de mortalité post-infantile du même ordre de grandeur que celui de la mortalité infantile, c'était tantôt la mortalité post-infantile qui était au-dessus de la mortalité infantile, tantôt l'inverse. Toujours est-il que, dès 1900 en Suisse et 1890 en Norvège le niveau de la mortalité post-infantile était désormais inférieur au niveau de la mortalité infantile (Graphique 8b et 8c). Enfin, comme on le voit sur le Graphique 8d, l'Allemagne a connu aussi un niveau de mortalité

(1) Bengoa (J.M.) (1961) *Recent trends in public health nutrition. Proceedings of the Eighth International congress on Nutrition. Amsterdam, 1969. Excerpta Medica International congress series n° 213.*

post-infantile de même grandeur que celui de la mortalité infantile. Ici cet état de chose a pris fin dès 1880. La mortalité post-infantile est désormais plus basse que la mortalité infantile. Telle est l'évolution de ces deux mortalités dans certaines régions d'Europe occidentale.

En Afrique tropicale, le manque de données ne nous permet pas de décrire l'évolution de la mortalité post-infantile. Cependant, d'après les estimations de la Banque mondiale, il apparaît que la mortalité post-infantile a nettement baissé dans l'ensemble des pays de la région. (Tableau 8 p. 61).

Rappelons que ces données ont été obtenues en utilisant la formule de passage du taux au quotient. Ces données dans l'ensemble ne sont pas comparables : "Pour les pays dotés de registres d'état civil fiables, ces taux sont extraits des annuaires démographiques des Nations Unies ; ils se rapportent à diverses années, qui ne s'écartent toutefois jamais de plus de deux ans de l'année indiquée. Pour les autres pays, on a calculé ces taux à partir des tableaux du modèle Coale-Demeny, de façon qu'ils correspondent à l'espérance de vie à la naissance en 1960 et 1977". (Banque mondiale, 1979 : 202).

Les données de la Banque mondiale nous donnent quand même des indications sur la tendance générale de l'évolution de la mortalité en Afrique tropicale.

De ce tableau, il ressort que de tous les pays, il n'en existe pas un seul où le niveau de mortalité post-infantile n'ait pas baissé. Cette baisse est assez importante. La baisse la plus importante a été observée dans trois pays : Madagascar, Bénin et Malawi, avec une diminution de 32 % si on ne considère que les pays de l'Afrique tropicale. La baisse la plus faible a été observée en Ethiopie, avec une diminution de 12%. Ce tableau ne nous permet pas malheureusement de décrire cette diminution, année par année.

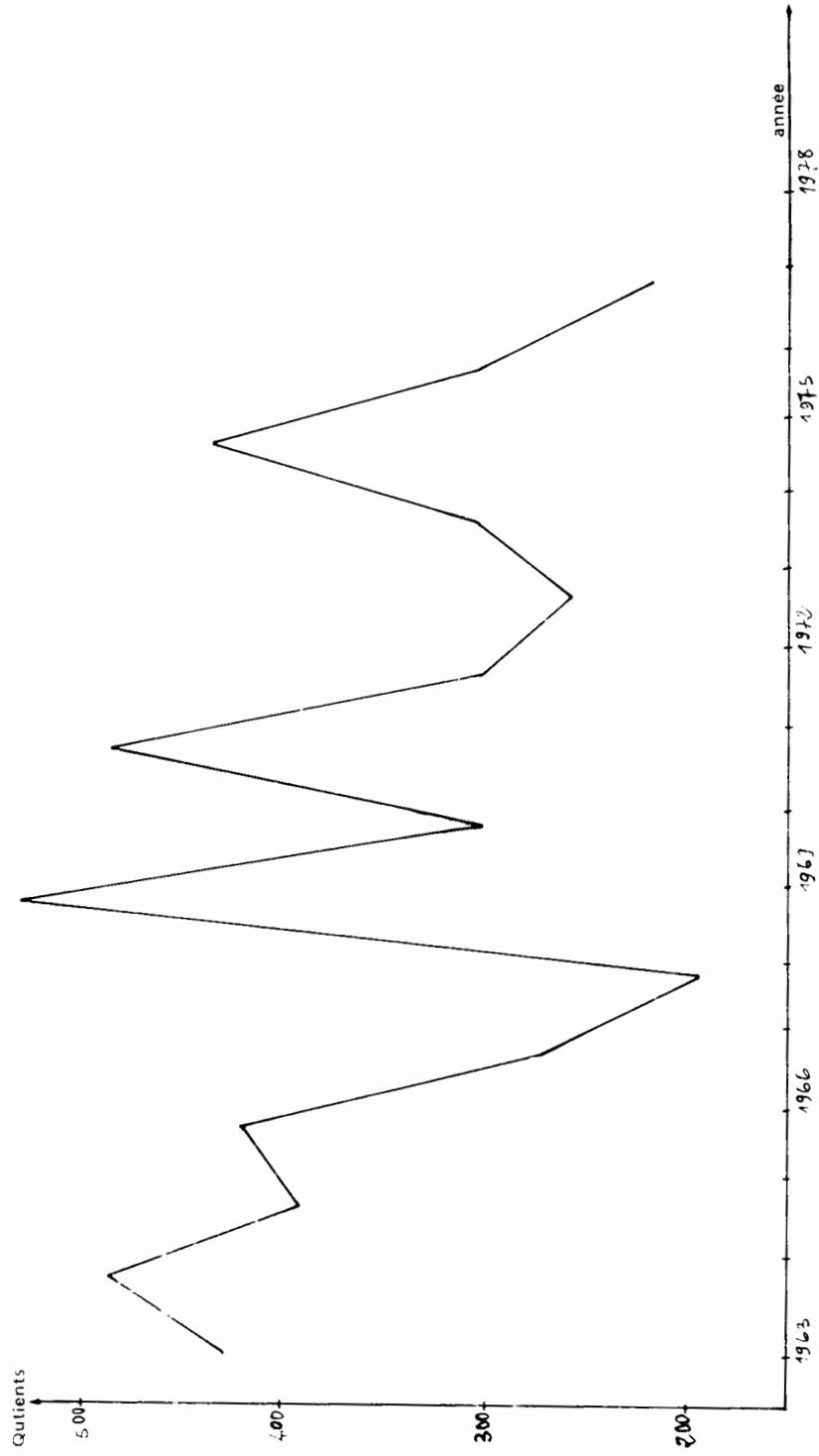
Nous allons étudier deux exemples d'évolution du niveau de la mortalité post-infantile. Ces exemples sont peut-être mal choisis puisqu'ils se situent à l'une des extrémités : là où le niveau de la mortalité est particulièrement élevé, il s'agit de la région rurale du Sine-Saloum (Sénégal), qui sont peut-être des rares cas de séries disponibles en Afrique tropicale.

La courbe (Graphique 7 p. 62) que l'on déduit du Tableau 9 (p. 63) est caractéristique : elle oscille fortement autour du niveau 325. L'importance de la variation est frappante : on passe brusquement de 408 ‰ en 1966, à 257 ‰ en 1967 et de 187 ‰ en 1968 à 528 ‰ en 1969.

TABLEAU 8. QUOTIENT DE MORTALITÉ POST-INFANTILE EN 1960 ET EN 1977.  
EN AFRIQUE

PAYS	1960	1977
ALGÉRIE.....	113	67
ANGOLA.....	172	127
BENIN.....	152	102
BURUNDI.....	152	106
CAMEROUN.....	148	102
CONGO.....	148	102
COTE-D'IVOIRE.....	152	102
EGYPTE.....	117	69
ETHIOPIE.....	158	138
GHANA.....	134	88
GUINÉE.....	165	113
HAUTE-VOLTA.....	152	120
KENYA.....	95	54
LESOTHO.....	127	81
LIBERIA.....	134	88
LIBYE.....	113	66
MADAGASCAR.....	152	102
MALAWI.....	152	102
MALI.....	152	102
MAROC.....	113	66
MAURITANIE.....	152	102
MOZAMBIQUE.....	152	102
NIGER.....	152	120
NIGERIA.....	141	92
UGANDA.....	113	66
R.C.A.....	148	102
RWANDA.....	152	102
SÉNÉGAL.....	152	120
SOUDAN.....	168	117
TANZANIE.....	120	77
TCHAD.....	165	113
TOGO.....	152	102
TUNISIE.....	110	58
ZAÏRE.....	138	102
ZAMBIE.....	134	88
ZIMBABWE.....	106	67

Source : Banque Mondiale, (1979).



GRAPHIQUE 7. Evolution des quotients de Mortalite post-infantile – NGA YONHEME (Sine, Senegal).

TABLEAU 9. ÉVOLUTION DE LA MORTALITÉ POST-INFANTILE (SÉNÉGAL)

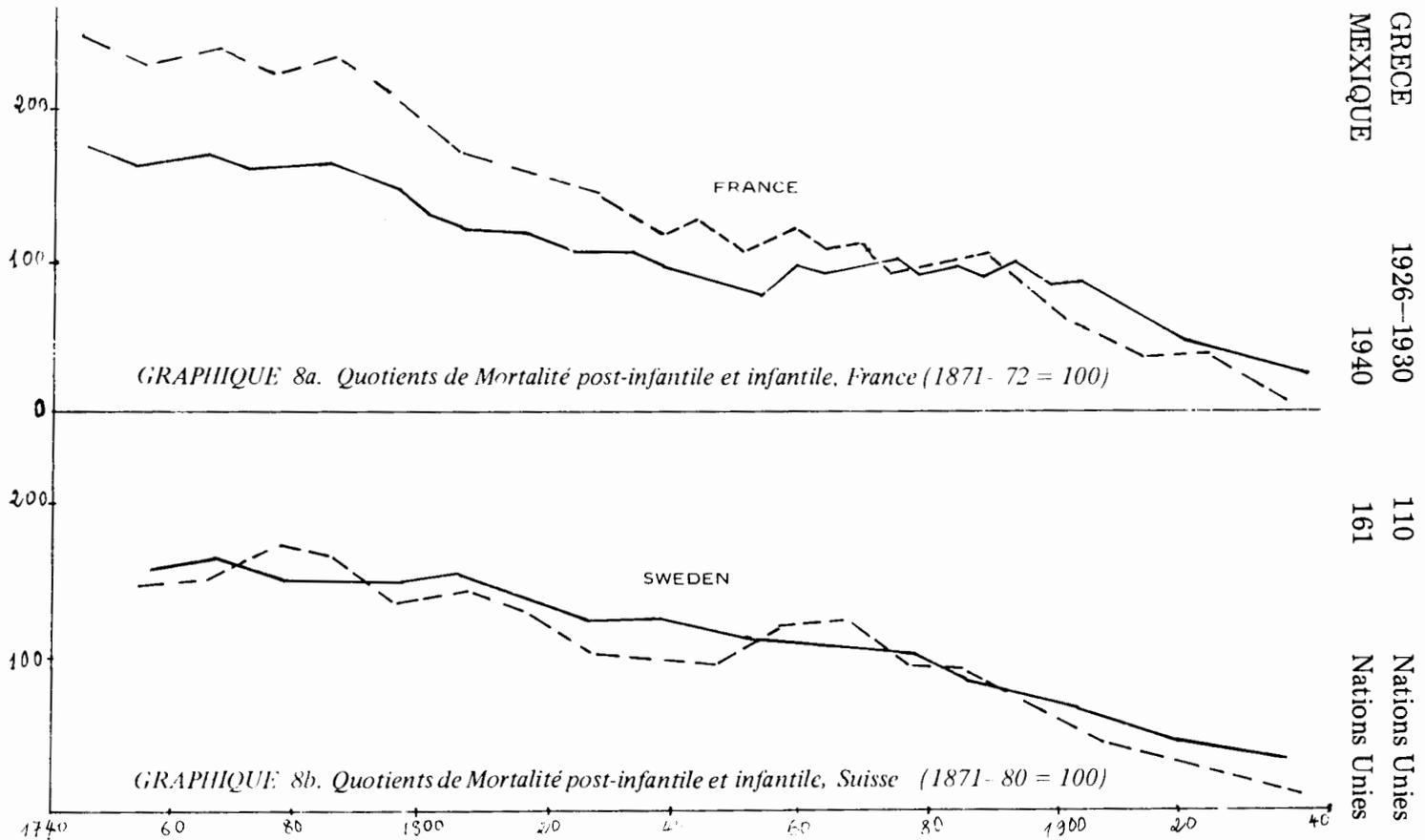
	SINE	SALOUM		SINE	SALOUM
<i>ANNÉE</i>	<i>4Q1</i>		<i>ANNÉE</i>	<i>4Q1</i>	
1963	426	293	1971	469	324
1964	484	252	1972	292	174
1965	389	332	1873	254	203
1966	408	184	1974	303	187
1967	257	274	1975	435	206
1968	187	247	1976	292	353
1969	528	428	1977	210	282
1970	301	308	1978		143

Source : Cantrelle, P.

D'une façon globale, à une année de forte mortalité post-infantile succède une année de mortalité post-infantile moins élevée. Dans ce monde rural, aux années de bonne récolte succèdent les années de mauvaise récolte. Il semblerait donc que les hausses de la mortalité post-infantile coïncident aux années de disette et les baisses aux années d'abondance. (Dans la période de vaches maigres, il y a élimination d'enfants peu résistants. Cela se retrouve en Europe pour les personnes âgées. En hiver par exemple, la grippe "tue" beaucoup de vieillards et l'année d'après, il y a compensation). La tendance générale montre qu'entre 1963 et 1977 il y a eu une baisse de la mortalité post-infantile, si on supprime l'année 1969 qui était une année de grande sécheresse au Sénégal. La pointe de l'année 1969 a aussi été observée au Saloum (Sénégal) ; la mortalité post-infantile y a atteint cette année-là, le niveau critique 428‰ alors que la moyenne sur quinze années est de 264 ‰. (Graph. 9, p. 66).

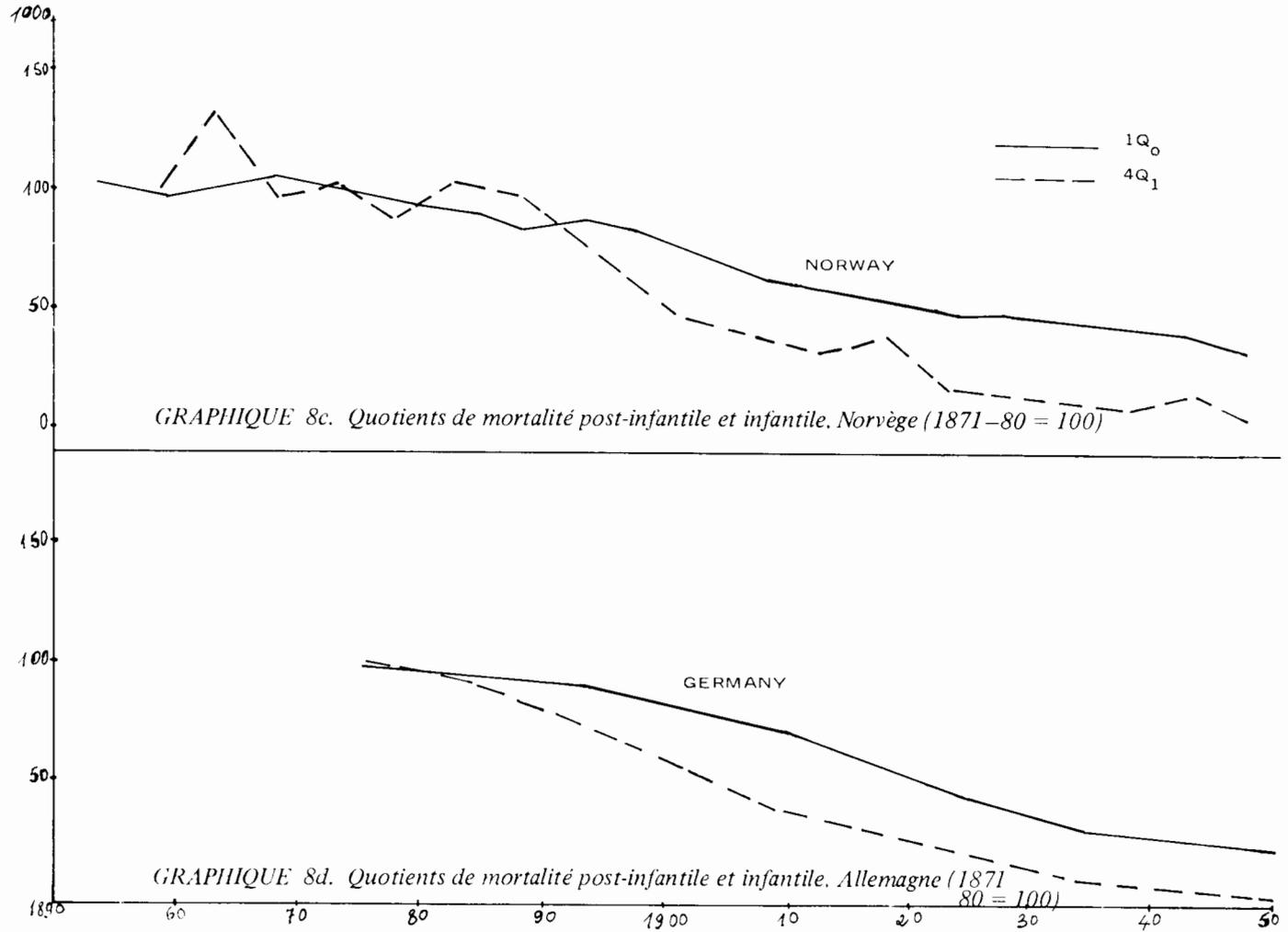
Même si la mortalité post-infantile a partout baissé en Afrique tropicale, son niveau est resté haut. Le niveau actuellement observé est celui qui existait dans d'autres régions sous-développées il y a plus de 20 ans.

<i>Pays</i>	<i>Années</i>	<i>4Q1 =</i>	<i>Source =</i>
PUNJAB	1957—1959	111	GORDON
CEYLAN	1920—1922	191	Nations Unies
SALVADOR	1949—1951	97	Nations Unies →

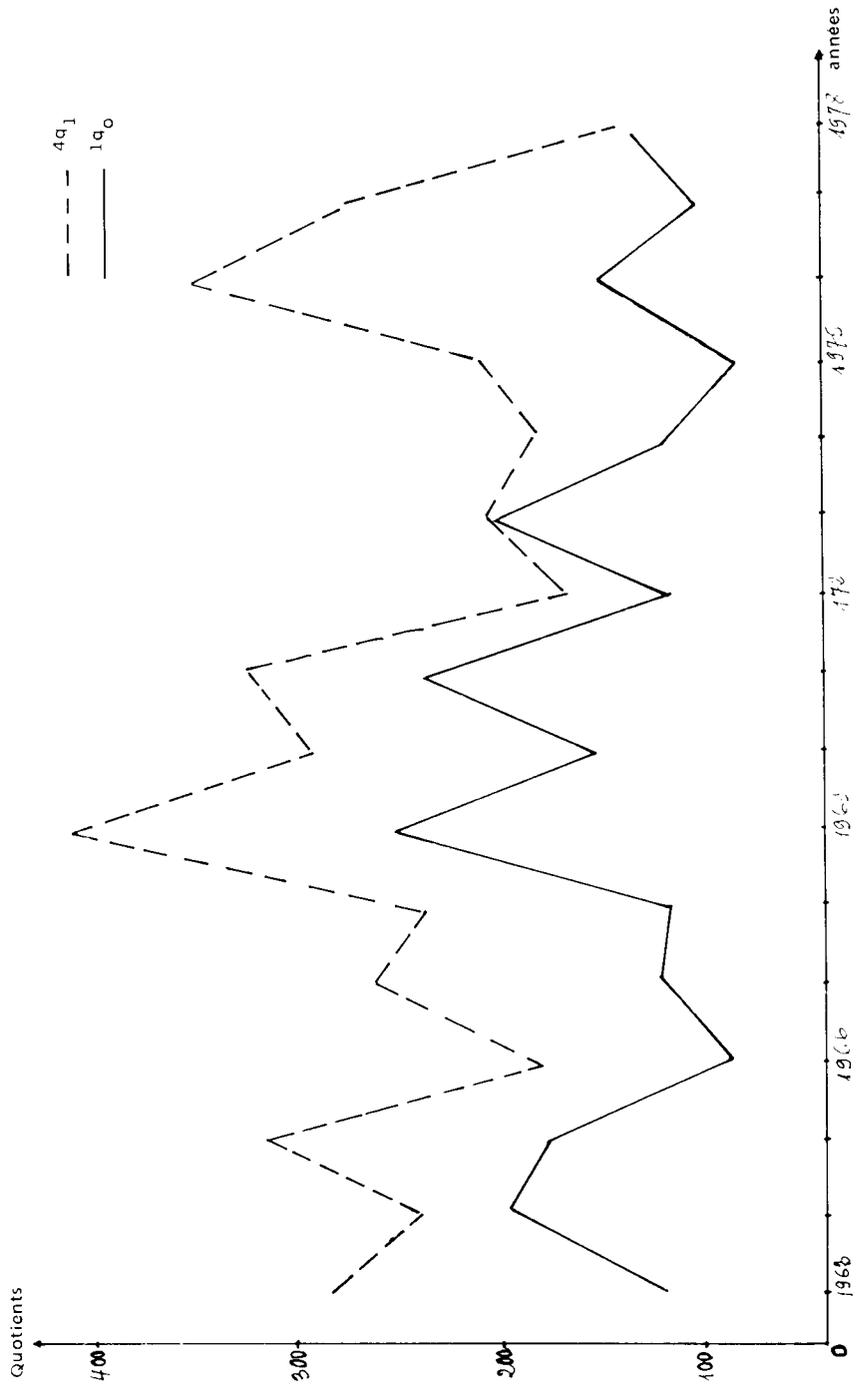


Source : Mme Van De Walle (Conférence IUESP, I.F.O.R.D., Juillet 1981).

GRECE 1926-1930  
 MEXIQUE 1940  
 110 Nations Unies  
 161 Nations Unies



Source : Mme Van De Walle (Conférence IUESP, I.F.O.R.D., Juillet 81).



GRAPHIQUE 9. Évolution des quotients de mortalité post-infantile et infantile, Saloum (Sénégal).

## CONCLUSION

---

Tout au long de ce chapitre, nous n'avons pas voulu faire le tour des problèmes qui concernent la mortalité post-infantile, notre objectif étant avant tout, une description des aspects de la mortalité post-infantile en Afrique. Nous avons surtout voulu démontrer qu'en Afrique cette mortalité est très différente des schémas théoriques habituels. Ni sa structure, ni son niveau par rapport à la mortalité infantile, ni son aspect biométrique ne concordent avec ce qui se passe dans d'autres régions du monde.

Pour une action efficace contre la mortalité post-infantile, il est indispensable de connaître les tendances dans chaque pays, surtout dans un même ensemble écologique. C'est une étape qui permettra d'orienter la recherche causale.

Il nous paraît nécessaire de collecter les nouvelles données sur la question, de multiplier les recherches sur le terrain qui couvriraient une période quinquennale afin d'avoir assez d'éléments pour une bonne analyse des aspects actuels de la mortalité post-infantile.

Compte tenu des expériences passées des pays qui ont connu une évolution de la mortalité quasi-identique, nous avons de bonnes raisons d'espérer que d'ici quelques années, le niveau de la mortalité post-infantile se situera au-dessous de celui de la mortalité infantile pour des régions où cela n'a pas encore été fait.

La mortalité post-infantile doit être prise au sérieux au même titre que la mortalité infantile dans cette région du monde.

# III

## CAUSES CLINIQUES DE MORTALITE POST-INFANTILE

''Les statistiques sanitaires ne fournissent que des résultats approximatifs en raison de la difficulté de définir les causes exactes de décès à cette période. Très souvent, il s'agit d'une étiologie multifactorielle''.

N.P. Masse, *L'enfant en milieu tropical*.

### GENERALITES

L'établissement des causes de décès relève de la compétence des médecins. Or une grande partie du corps médical n'attache guère d'importance aux statistiques sanitaires. A défaut des enquêtes portant sur un échantillon représentatif des décès survenus dans la population, les chercheurs se contentent très souvent des rapports de statistiques établis par les services de la santé.

Ces statistiques, hélas, ! ne prennent en compte qu'une fraction infime de décès survenus dans la population. Les décès survenus en dehors des formations hospitalières échappent à l'analyse. Par ailleurs, la complexité des causes de décès ne permet pas de faire la différence entre cause favorisant ou associée, et cause principale ou immédiate. Pour certaines maladies particulières, faciles à dépister telles que la variole ou la méningite, on dispose de données relativement sûres. Tel n'est pas, par exemple, le cas de la rougeole qui ne tue que par suite de complications non nécessairement liées à cette maladie.

Si les statistiques des formations sanitaires ne couvrent pas tout le pays, les données recueillies ne couvrent pas également toutes les maladies. Une sélection des maladies s'opère dès l'entrée des patients dans les formations sanitaires : pour telle maladie, la médecine occidentale est plus efficace et tous les cas qui se présentent se font soigner dans les dispensaires ou hôpitaux ; pour telle autre maladie, la médecine tradi-

tionnelle est réputée plus efficace et les guérisseurs s'occupent d'une bonne partie des personnes qui en sont frappées. Dès lors, certaines causes de décès sont sous-estimées si l'on fait seulement crédit aux statistiques officielles.

Au Cameroun en 1976 les statistiques publiées par le Ministère de la Santé Publique étaient celles recueillies dans 57 % seulement des formations sanitaires du pays. En Haute-Volta dans les années 60, les décès enregistrés dans les formations sanitaires ne représentaient que  $\frac{1}{33}$  ème des décès. Il y a enfin une différence dans la répartition par âge et par sexe des personnes décédées dans les formations sanitaires, et de celles de l'ensemble de la population.

Ces considérations attirent de prime abord l'attention du lecteur sur les limites d'une analyse fondée sur les statistiques des services de santé et le mettent en garde contre une généralisation hâtive, compte tenu de la grande diversité géographique et culturelle existant à l'intérieur d'un même pays. Ce chapitre a donc un caractère indicatif. Nous essayerons de décrire les causes cliniques de décès dans quelques pays de l'Afrique tropicale, faute de données globales sur toutes les régions. A cause de la classification non homogène des causes de décès, nous avons préféré présenter ces causes pays par pays. La comparaison des statistiques entre pays est difficile. Certaines nomenclatures mentionnent des affections telles que le kwashiorkor (Cameroun, Togo), les données du Bénin n'en font pas mention alors que ce syndrome de malnutrition est très fréquent dans toute la région.

### 1. CAMEROUN : MORTALITÉ EN MILIEU HOSPITALIER

Les données étudiées ici et qui sont les seules disponibles, sont celles collectées par le Service des Statistiques Sanitaires et Démographiques du Ministère de la Santé Publique<sup>1</sup>. Ces données présentent quelques lacunes car, d'une part, le personnel de la santé est peu préparé à la tâche de collecte des statistiques sanitaires, ce qui se traduit par des erreurs et omissions multiples, non contrôlées par les médecins responsables ; d'autre part, la fréquence d'erreurs de diagnostics dans les rapports envoyés est d'autant plus élevée que certains établissements sanitaires sont dépourvus de médecins.

---

(1) *Rapport de statistique sanitaire au Ministère de la Santé Publique (CAMEROUN) 1976.*

a) *Mortalité selon l'âge et le sexe en milieu hospitalier :*

TABLEAU 10. MORTALITÉ SELON L'ÂGE EN MLIEU HOSPITALIER  
AU CAMEROUN

AGE	1975		1976	
	DÉCES	%	DÉCES	%
0 – 11 mois	791	19,5	1 144	28,6
1 – 4 ans	1 095	26,9	1 159	29,0
5 – 14 ans	406	10,6	316	7,9
15– 44 ans	947	23,3	821	20,5
45– ans et +	827	20,3	559	14,0
TOTAL	4 066	100,6	3 999	100,0

Bien que les données du Tableau 10 ne concernent que 57 % des formations sanitaires du pays, il apparaît que la proportion de décès diffère selon l'âge. Elle atteint son niveau minimal entre 5 et 14 ans et son niveau maximal entre 1 et 4 ans. Sur 100 décédés, il y a 28,6 enfants de moins d'un an et 29 de 1 à 4 ans ; ce qui fait un total de 57,6 enfants de 0 à 4 ans révolus. Au Cameroun, c'est donc le groupe d'âge 1–4 ans qui a la plus forte proportion de décès. La répartition de décès dépend de la structure par âge de la population. Dans tout ce qui va suivre, nous allons seulement nous intéresser à la mortalité des enfants de moins de cinq ans.

Il meurt 56 garçons pour 44 filles (Tableau 11): Ceci ne peut s'expliquer que partiellement par le rapport de masculinité à la naissance qui est de 106 pour la période considérée. Il y a en général une surmortalité masculine en bas âge. Ceci pourrait correspondre à une fréquentation différentielle selon le sexe des centres hospitaliers.

b) *Causes de mortalité en milieu hospitalier :*

De ce qui précède, nous retenons que ce sont les enfants âgés de 1 à 4 ans qui meurent le plus dans les formations sanitaires, suivis de ceux de moins d'un an. La question légitime qu'on peut se poser est de savoir

TABLEAU 11. MORTALITÉ SELON L'ÂGE EN MILIEU HOSPITALIER  
AU CAMEROUN

AGE REVOLU	1975		1976		TOTAL	
	MASC.	FEM.	MASC.	FEM.	MASC.	FEM.
0 -- 11 mois	445	346	633	511	1 078	857
1 -- 4 ans	619	476	645	514	1 264	990
TOTAL					2 342	1 847
%					56	44

de quoi meurent ces enfants dans 57 % des centres hospitaliers. Les causes de décès sont réunies en grands groupes de maladie conformément à la nomenclature révisée de l'O.M.S. Après avoir calculé les fréquences relatives nous n'avons retenu que les groupes qui ont une fréquence au moins égale à 1.

Le tableau des fréquences absolues (Tableau 12) fait ressortir que ce sont les maladies infectieuses qui déciment le groupe des enfants de moins de 5 ans au Cameroun. Les maladies relatives à la grossesse de la mère, à l'accouchement et à ses suites ne concernent que des enfants de moins d'un an. Le second groupe est celui des maladies de l'appareil respiratoire suivi des maladies nutritionnelles.

Le tableau 13, plus parlant que le précédent, montre qu'effectivement les maladies infectieuses et parasitaires sont celles qui tuent le plus les enfants camerounais. Elles représentent plus de 52 % de l'ensemble.

Seconde cause de décès (10,2 %), les maladies de l'appareil respiratoire suivies de loin par les maladies nutritionnelles et par les maladies liées à la grossesse de la mère et aux suites de l'accouchement (4,4 et 4 % respectivement) ; ceci concerne les enfants de moins d'un an.

Après les maladies infectieuses et parasitaires (52,4 %), ce sont les maladies nutritionnelles qui font mourir les enfants de 1 à 4 ans révolus. Viennent en troisième position les maladies de l'appareil respiratoire (11,7 %).

TABLEAU 12. CAUSES DE DÉCÈS PAR GRANDS GROUPES DE MALADIES

GROUPES DE MALADIES	1974		1975		1976		1974	1975
	-1 an	1-4 ans						
Maladies infectieuses et parasitaires	395	324	439	561	678	593	1 512	1 478
Maladies liées à la grossesse, à l'accouchement et à ses suites	88	—	29	—	—	—	117	—
Maladies de l'appareil respiratoire	56	55	77	127	162	148	295	330
Maladies nutritionnelles	49	89	51	154	29	146	129	389
Maladies de l'appareil circulatoire	12	35	23	48	43	49	78	132
Maladies du système digestif	8	11	—	—	—	—	8	11
Autres	362	55	172	205	232	223	766	483
TOTAL	970	569	791	1 095	1 144	1 159	2 905	1 823

L'importance du groupe "autres" n'est pas négligeable : 26,4 % de causes de décès appartiennent à ce groupe en ce qui concerne les moins d'un an, alors que ce pourcentage n'est que 17 pour les enfants du groupe d'âge 1-4 ans (ceci est lié à l'effectif très réduit des pédiatres qui peuvent mieux diagnostiquer les maladies infantiles, et à l'incapacité du nourrisson à guider le consultant).

Le terme "autres" regroupe à la fois les maladies spécifiées appartenant aux autres grands groupes de notre nomenclature et les autres maladies non spécifiées qui représentaient en 1976, 14 % des causes de décès infantiles et 7 % de l'ensemble de décès des enfants de 1-4 ans.

Les maladies prépondérantes sont classés dans le Tableau 14 (page 55) selon l'ordre d'importance chez les enfants de moins d'un an.

TABLEAU 13. FRÉQUENCE DES CAUSES DE DÉCÈS PAR GRANDS GROUPES DE MALADIES

GROUPES DE MALADIES	1974		1975		1976		1974 - 1975	
	-1 an	1-4ans	-1 an	1-4ans	-1 an	1-4ans	-1 an	1-4ans
Maladies infectieuses et parasitaires	41	57	55	51	59	51	52,0	52,4
Maladies liées à la grossesse, à l'accouchement	9	—	4	—	—	—	4,0	—
Maladies de l'appareil respiratoire	6	10	10	12	14	13	10,2	11,7
Maladies nutritionnelles	5	15	6	14	3	13	4,4	13,7
Maladies de l'appareil circulatoire	1	6	3	4	4	4	2,7	4,7
Maladies du système digestif	1	2	—	—	—	—	0,3	0,4
Autres	37	10	22	19	20	19	26,4	17,0
TOTAL	100	100	100	100	100	100	100,0	100,0

Des onze maladies qui tuent le plus les enfants, la rougeole à elle seule intervient chez 32,3 % des enfants de moins d'un an et chez 45,7 % des enfants âgés de 1 à 4 ans. Si le tétanos vient en deuxième position pour la mortalité infantile, la malnutrition (kwashiorkor) occupe la même place pour la mortalité post-infantile avec la même proportion 16 %. Les affections bronchopulmonaires aiguës représentent 10,4 % des décès d'enfants de moins d'un an et 8,3 % des décès d'enfants avec 9,4 % de décès.

Le tableau 13 met une fois de plus en évidence la place des maladies infectieuses dans les causes de décès des jeunes enfants. Sur les 11 premières causes de décès, il y a 6 maladies infectieuses dont cinq occupent les cinq premières places dans notre classement.

Ce tableau ne nous permet pas cependant de savoir les principales causes de décès propres aux enfants de moins de cinq ans, chose intéressante quand on veut saisir les caractéristiques de décès de ces enfants.

**TABLEAU 14. LA RÉPARTITION EN % DES DÉCÈS DÛS AUX PREMIÈRES  
CAUSES DE DÉCÈS**

MALADIES	- 1 an	1 - 4 ans
1. Rougeole . . . . .	32,3	45,7
2. Tétanos . . . . .	16,0	3,2
3. Affections bronchopulmonaires aiguës . . . . .	10,4	8,3
4. Gastro-entérite, diarrhée . . . . .	8,9	4,5
5. Paludisme . . . . .	6,7	9,4
6. Prématurité . . . . .	6,0	-
7. Méningite . . . . .	5,8	3,0
8. Déshydratation, toxicoses . . . . .	4,8	1,9
9. Kwashiorkor, malnutrition . . . . .	4,6	16,0
10. Anémie . . . . .	3,5	5,5
11. Coqueluche . . . . .	1,0	2,5
<b>TOTAL</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>

**TABLEAU 15. FRÉQUENCE DE CAUSE DE DÉCÈS PAR ÂGE ET PAR MALADIE  
(1974-1975)**

MALADIES	-1 an	1-4 ans	5 ans et +	TOTAL
Rougeole . . . . .	33,0	59,1	7,9	100,0
Tétanos . . . . .	37,5	8,0	54,5	100,0
Malnutrition (Kwashiorkor) . . . . .	20,7	68,5	10,8	100,0
Paludisme . . . . .	20,0	39,0	41,0	100,0
Gastro-entérite . . . . .	45,7	25,5	28,8	100,0
Affection bronchopulmonaire . . . . .	29,1	33,8	37,1	100,0
Anémie . . . . .	16,2	38,2	45,6	100,0
Méningite . . . . .	32,0	16,6	51,4	100,0
Déshydratation . . . . .	56,5	25,0	18,5	100,0

Du Tableau 15 il ressort que certaines causes cliniques de décès sont le lot de certains âges. Si la malnutrition (kwashiorkor) cause la mort de cent individus, 68,5 % sont âgés de 1 à 4 ans révolus, 20,7 % âgés de moins d'un an et le reste est réparti dans les autres groupes d'âges ; en fait, le kwashiorkor est une maladie du sevrage. La rougeole est aussi une cause de décès propre à la petite enfance. En effet, 7,9 % de personnes décédées par suite de la rougeole ont plus de 5 ans, 59,1 sont âgées de 1 à 4 ans et 33 ont moins d'un an.

Si la malnutrition et la rougeole ne font mourir que les petits enfants, surtout ceux dont l'âge est entre 1 et 4 ans, la déshydratation s'en prend surtout aux nourrissons (de moins d'un an) comme aussi les gastro-entérites, avec respectivement 56,5 et 45,7 % de décès (dans le groupe de moins d'un an) dûs à ces causes. Le tétanos, bien que n'étant pas la principale cause de mortalité infantile, semble quand même s'attaquer plus aux nourrissons. En effet, sur 100 décès à la suite d'un tétanos, 37,5 affectent des enfants de moins d'un an alors que 8 seulement appartiennent au groupe d'âge 1-4 ans, parce que le tétanos a tendance à s'introduire dans les enfants par le biais d'un mauvais entretien du nombril ou lors de la circoncision.

## 2. TOGO (1968—1972) : MORTALITE EN MILIEU HOSPITALIER

Les données relatives au Togo sont tirées des annuaires statistiques sanitaires du Togo de 1968 à 1972. Elles représentent uniquement les données des hôpitaux publics, donc celles d'une fraction relativement petite de la population. Elles présentent les mêmes lacunes que celles rencontrées au Cameroun d'où, à un détail près, nous suivons le même cheminement que celui des causes cliniques de décès des 1-4 ans du Cameroun.

### a) Mortalité selon l'âge et le sexe en milieu hospitalier :

TABLEAU 16. RÉPARTITION DES DÉCÈS SELON L'ÂGE

AGE	DÉCÈS	%
- 1	1 114	18,3
1-4	1 787	29,3
5-14	748	12,3
15-45	1 622	26,6
45 et +	823	13,5
TOTAL	6 094	100,0

Les données du Tableau 16 font apparaître que la proportion de décès est très élevée dans le groupe d'âge 1-4 ans, plus que dans tout autre groupe. Sur 100 décès survenus dans les hôpitaux publics, 29,3 concernent des enfants de 1-4 ans, 36,6 des gens âgés de 15 à 45 ans et 18,2 des enfants de moins d'un an. La proportion du nombre de décès entre 5 et 14 ans est de 12,3 décès sur 100.

TABLEAU 17. MORTALITÉ SELON LE SEXE

AGE	Masculin	Féminin
0-11 mois	531	583
1-4 ans	812	975
TOTAL	1 343	1 558
%	46,3	53,7

Il est difficile de déduire du Tableau 17 s'il y a une surmortalité féminine ou pas. Il faudrait disposer de l'effectif des entrées dans les hôpitaux. On peut tout de même dire que, d'une façon générale, sur 100 enfants décédés de moins de 5 ans, 46,3 sont des garçons et 53,7 des fillettes. Nous ne trouvons pas a priori une explication pour cette surmortalité féminine, à moins d'un comportement particulier de la population défavorable aux filles.

*b) Causes de la mortalité en milieu hospitalier :*

Les enfants de 0-5 ans ont la plus forte proportion de décès au Togo. Les fillettes sont les plus frappées par la mort. Un classement de décès par cause nous renseigne sur les causes cliniques de ces décès (Tableau 18). Nous n'avons pas fait le même regroupement que dans le cas du Cameroun, compte tenu de ce que nous avons à notre disposition. Six grands groupes de causes ont été retenus : les maladies infectieuses et parasitaires, les maladies endocriniennes, de la nutrition et du métabolisme, les maladies de l'appareil respiratoire, les maladies de l'appareil digestif, les accidents, empoisonnements, traumatismes et autres causes non spécifiées et les autres maladies.

**TABLEAU 18. CAUSES DE DÉCÈS PAR GRANDS GROUPES DE MALADIES**

GROUPES DE MALADIES	1-1 an	%	1-4 ans	%
Maladies infectieuses et parasitaires . . .	542	48,7	897	50,2
Maladies endocriniennes, de la nutri- tion et du métabolisme . . . . .	56	5,0	312	17,5
Maladies de l'appareil respiratoire . . .	99	8,9	94	5,3
Maladies de l'appareil digestif . . . . .	51	4,6	50	2,8
Accidents, empoisonnements, trau- matismes . . . . .	12	1,1	29	1,6
Autres maladies . . . . .	354	31,7	405	22,6
<b>TOTAL</b>	<b>1 114</b>	<b>100</b>	<b>1 787</b>	<b>100</b>

**TABLEAU 19. FRÉQUENCES RELATIVES DES CAUSES DE DÉCÈS**

MALADIES	- 1 an	1-4 ans
Affections abdominales . . . . .	17	16
Infections à méningocoques et miningites . . . . .	6	2
Tétanos . . . . .	11	2
Rougeole . . . . .	7	16
Paludisme . . . . .	4	8
Autres maladies infectieuses et parasitaires . . . . .	5	6
Avitaminoses et autres états de carence . . . . .	7	20
Anémies . . . . .	3	3
Affections pulmonaires . . . . .	9	5
Autres causes de décès . . . . .	31	22
<b>TOTAL</b>	<b>100</b>	<b>100</b>

Les petits Togolais meurent des maladies infectieuses et parasitaires, qui sont les principales causes de décès ; (48,7 % de décès des moins d'un an et 50,2 % de décès des 1-4 ans sont dus à cette cause), des maladies endocriniennes, de la nutrition et du métabolisme qui causent 17,5 % de décès des 1-4 ans et 5 % de décès de moins d'un an, et des maladies de l'appareil respiratoire qui font mourir 8,9 % d'enfants de moins d'un an et 5,3 % d'enfants, de 1-4 ans. La rubrique "autres maladies" reste assez importante avec 31,7 % de décès pour les -1 an et 22,6 % de décès pour les 1-4 ans.

Comme le montre le Tableau 19, de toutes les maladies qui déciment la population d'enfants de moins d'un an, les affections abdominales sont les plus mortelles avec 17 % des décès ; viennent ensuite le tétanos, les affections pulmonaires et la rougeole avec respectivement 11 %, 9 et 7 % des décès.

Quant aux enfants de 1-4 ans ils meurent surtout d'avitaminoses et autres carences ; 20 % de décès leur sont attribués. La rougeole et les affections abdominales sont responsables de 32 % de décès avec 16 % chacune, et le paludisme de 8 % de décès.

D'une façon générale, ce sont les maladies infectieuses qui sont les principales causes de décès au Togo.

Dr. Etienne Berthet (1979, pp. 34-37) signale :  
"qu'une statistique présentée lors d'une conférence organisée par le Fonds des Nations Unies pour l'Enfance à Lomé (Togo) en 1972 a montré que 90 % des décès d'enfants de moins de 5 ans étaient imputables à trois causes (malnutrition, maladies transmissibles, mauvaise hygiène du milieu) qui auraient pu être prévenues par des mesures simples d'application facile, telles que l'éducation nutritionnelle des mères, la vaccination des enfants, l'assainissement du milieu avec, en priorité, la fourniture d'eau potable et l'élimination des déchets"<sup>1</sup>.

### 3. BENIN 1961 (Cantrelle, 1972)

Les statistiques de causes de décès ont été obtenues à partir d'une enquête sur les circonstances des décès établies en collaboration avec un médecin d'hôpital ainsi qu'avec un médecin et un infirmier du pays qui ont traduit les termes dans ces langues locales. On a préféré le questionnaire ouvert ; ainsi on a enregistré toutes les causes de décès déclarés. Les réponses enregistrées n'ont qu'une valeur indicative pour beaucoup de maladies : toux, diarrhée, maux de tête etc ; certaines maladies ne sont pas traduisibles en langues africaines et réciproquement. C'est ainsi que le terme "attaque" dans la liste des causes pourrait désigner certaines

(1) Dr Etienne Berthet : *La politique sanitaire internationale dans les pays du Tiers-Monde*, (1977).

maladies contractées à cause du non-respect des coutumes par les parents ou à toute autre intervention de forces surnaturelles. La présentation des résultats en tableau utilise la nomenclature non-médicale proposée par le Dr. Biraud. Cantrelle souligne que les décès repertoriés représentent 44 % des décès au Bénin. L'exemple du Bénin (enquête sur les circonstances de décès) montre les limites d'une telle approche ; les statistiques des services de santé ont l'avantage d'être comparables à celles des autres régions.

Les maladies éruptives autres que celles existant dans le tableau précédent semblent avoir un attrait particulier pour le groupe d'âge 1-4 ans. En effet, sur 100 décès dus à cette cause, 74 appartiennent au groupe d'âge 1-4 ans.

La rougeole, une fois de plus, se présente comme une maladie décimant principalement les enfants de 1-4 ans : 61 % de décès dus à la rougeole affectent ce groupe d'âge.

Dans cette nomenclature non-conventionnelle, la variole qui a aujourd'hui disparu vient en troisième position ; suivent alors les maladies de la bouche et de la gorge, le gonflement des jambes et du corps, les attaques, le paludisme, le tétanos et la diarrhée. Le terme diarrhée regroupe ici des maladies telles que la typhoïde, la dysenterie amibienne et bacillaire... Les diarrhées sont responsables de 6,2 % des décès du groupe 1-4 ans, toutes causes réunies. Cette proportion est de 5,7 % seulement pour la rougeole, alors qu'elle est plus forte pour des maladies mal définies comme "attaques", 14,9 %, autres fièvres, 11,1 %, et maux de ventre (sans diarrhées), 9,9 %.

Le Tableau 20, présenté par ordre d'effectifs décroissants de décès, montre la place qu'occupe la rougeole dans l'ensemble des causes. Les fièvres, qui recouvrent ici un grand nombre de maladies, et les maux de ventre sans diarrhée représente 23 % des décès au Bénin. La proportion de décès dus à ces causes est plus élevée chez les enfants de 1-4 ans que dans le reste de la population. Ce dernier résultat n'est pas retrouvable dans ce tableau.

Cet exemple de causes de décès obtenus à partir d'une enquête montre que les maladies infectieuses restent les principales causes cliniques de mortalité post-infantile et que les résultats obtenus sont semblables à ceux obtenus à partir des statistiques des services de santé bien que les réponses enregistrées ne soient pas assimilables à un diagnostic médical.

La plupart des maladies qui affectent les nourrissons et les jeunes enfants sont plus facilement décelables que celles qui affectent les adultes

**TABEAU 20. CAUSES DE DÉCÈS AU BÉNIN, 1961**

MALADIES	Popula- tion Total	Sexe		Age	
		Masculin	Féminin	0	1-4
Attaques . . . . .	538	246	292	238	185
Autres fièvres . . . . .	416	207	209	103	137
Maux de ventre (sans diarrhées). . . . .	501	244	157	64	122
Diarrhées . . . . .	276	136	140	70	77
Variole . . . . .	168	100	68	18	77
Rougeole . . . . .	116	59	57	14	71
Gonflement des jambes et du corps . .	177	87	90	15	66
Toux . . . . .	266	139	127	73	63
Paludisme et accès pernicieux . . . . .	202	110	92	34	60
Autres éruptions . . .	58	27	31	9	43
Tétanos . . . . .	156	82	74	61	47
Autres troubles nerveux	84	45	39	25	25
Accès de fièvre. . . . .	174	83	91	37	38
Maladies de la bouche et de la gorge . . . . .	52	28	24	17	23
Maux de tête. . . . .	95	49	46	3	21
Autres signes respira- toires. . . . .	130	77	53	19	18
Indéterminées . . . . .	487	256	231	162	120
Non-déclarées . . . . .	170	82	88	61	45
<b>TOTAL</b>	<b>4 006</b>	<b>2 057</b>	<b>2 009</b>	<b>1 023</b>	<b>1 238</b>

Source : Cantrelle, 1972.

et les personnes âgées chez qui apparaissent notamment des maladies d'usure dont le diagnostic est assez compliqué pour un non-spécialiste.

#### 4. ZAIRE ET MADAGASCAR

Cette partie est basée largement sur deux articles concernant, respectivement, le Zaïre (Nau, 1980) et le Madagascar (Disaine, 1972).

En ce qui concerne les principales causes de mortalité dans les services pédiatriques de Kinshasa, Zaïre, Nau écrit :

*“Au Centre Hospitalier de Kinshasa 15 % des enfants sont hospitalisés pour rougeole ; parmi eux, un sur quatre décède des suites de cette infection. Dans ce service, la rougeole représente la première cause de décès et le second motif d'admission”.*

De janvier 1978 à décembre 1978, 674 cas furent diagnostiqués ; 85 % des enfants avaient un âge compris entre sept mois et trois ans. Sept mois de vie, c'est la période où disparaît dans le sérum de l'enfant des anticorps protecteurs qui lui ont été transmis par sa mère au cours de la gestation.

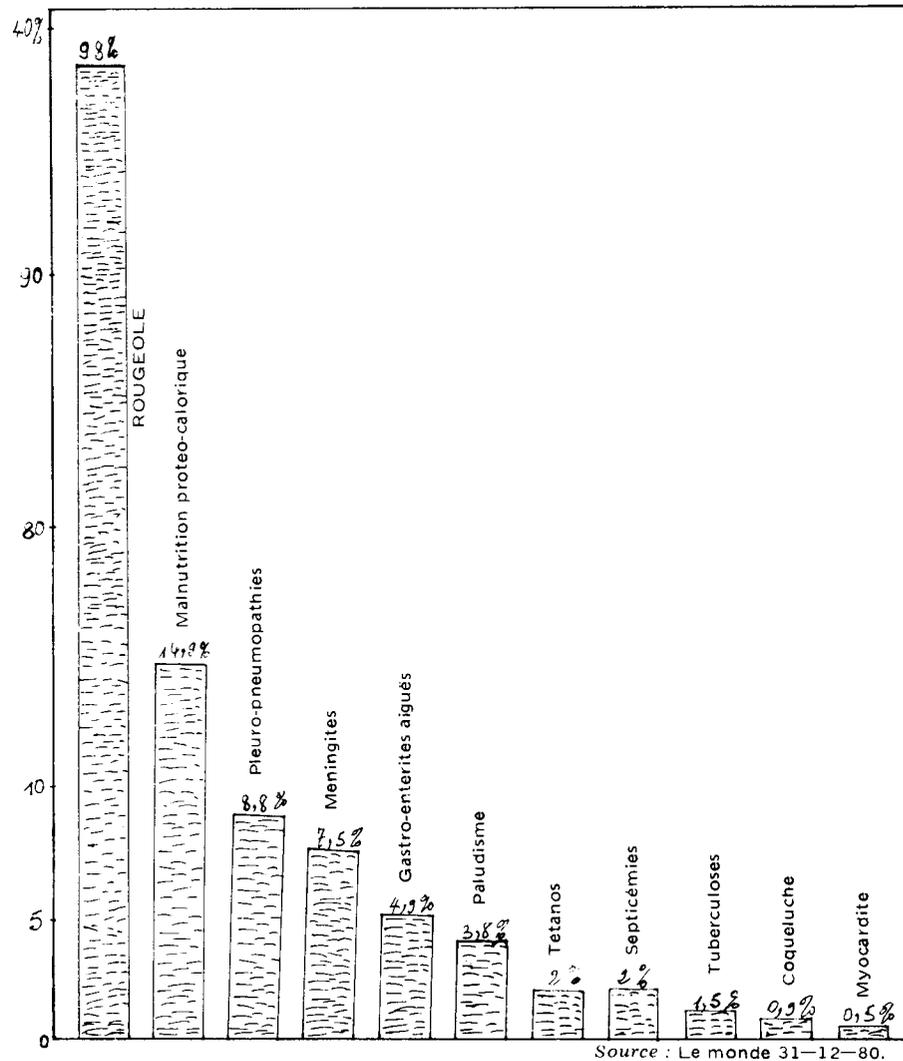
Le drame de la rougeole ne se produit pas au hasard ; 94 % de décès recensés concernent des enfants mal nourris.

Au Zaïre, la dernière campagne anti-rougeoleuse remonte à 1975. Cette année-là, près de 700 000 enfants de la capitale furent immunisés. Le résultat fut spectaculaire : *“Au cours du premier semestre de 1976, explique le Professeur OMANGO, nous dûmes fermer la salle de service réservée aux rougeoleux. Mais dès le mois de juillet nous fûmes submergés par une épidémie frappant tous ceux qui n'avaient pu être vaccinés, à tel point que nous enregistrâmes plus de trois cents cas par mois ; aucune campagne de vaccination n'a été menée depuis cette date”.* (Nau, 1980).

Bien évidemment, la rougeole ne résume pas l'ensemble des maladies infectieuses. La malnutrition protéo-calorique vient en seconde position : elle est responsable de 14,9 % des décès, suivie des pleuro-pneumopathies, 8,8 % ; méningites, 7,5 % ; gastro-entérites aiguës, 4,9 % ; paludisme, 3,8 % ; tétanos, 2 % ; septicémie, 2 % ; coqueluche, 0,9 % ; et myocardite, 0,5 %. Ces maladies sont à elles seules responsables des 84,5 % de l'ensemble des décès survenus dans les services de pédiatrie du Centre Hospitalier de Kinshasa. (Graph. 10, p. 82).

Rappelons que les statistiques officielles fournies par les autorités sanitaires sont largement sous-estimées, incomplètes et imprécises. Elles

ne parviennent guère qu'à situer grossièrement l'ampleur et l'importance de ces affections. Ainsi une enquête rétrospective, menée dans un seul hôpital africain, a révélé dix fois plus de cas de poliomyélite paralytique qu'il n'en avait été déclaré durant quatre ans pour l'ensemble du pays.



GRAPHIQUE 10. Les principales causes de mortalité dans le service de pédiatrie du Centre Hospitalier de Kinshasa (ZAIRE).

Nau (1980) donne d'autres exemples pour montrer l'importance de la rougeole en Afrique. Un constat a été dressé au Centre Hospitalier de Kigali (Rwanda) où, de juillet 1975 à décembre 1978, 480 enfants décédèrent sur les 2 364 qui furent hospitalisés pour la rougeole.

En ce qui concerne Madagascar, les données proviennent des statistiques hospitalières. Les données en dehors des formations sanitaires manquent trop de précision. Entre 1961 et 1970, 34,4 % de décès d'enfants de 1 à 4 ans étaient dûs à des maladies infectieuses de l'appareil digestif. Une mauvaise nutrition, non appliquée aux organismes des enfants, est une des principales causes de décès d'enfants de 1-4 ans. En deuxième lieu viennent les maladies de l'appareil respiratoire (pneumonie, bronchite et autres) qui sont responsables de 24,4 % de décès d'enfants de ce groupe.

On a constaté que c'est dans ce groupe d'âge, où se situe l'âge moyen au sevrage, que la proportion de décès dûs aux maladies de la nutrition (avitaminoses et autre états de carence) est plus élevée (7,6 %). Comme dans les autres pays les décès sont d'origine exogène, la période du sevrage est une période à haut risque : à Madagascar l'alimentation de l'enfant passe brutalement du sein maternel à un régime alimentaire adulte. Ce phénomène explique la surmortalité post-infantile qu'on a observée à Madagascar. (Disaine, 1972).

##### 5. GENERALISATION (Cantrelle, 1967 ; Lowenberg, 1971)

Plusieurs études<sup>1</sup> entreprises depuis quelques années laissent supposer que nous pouvons généraliser dans l'ensemble de l'Afrique tropicale ce qui a été observé au Cameroun, au Togo, au Bénin, au Zaïre et à Madagascar à propos des causes de décès médicales.

Les données épidémiologiques officielles sous-estiment l'incidence des maladies infectieuses et les renseignements qu'elles apportent traduisent mal l'importance considérable qu'il convient de leur accorder. Chaque année en Afrique tropicale, les microbes de la rougeole, des diarrhées, des affections pulmonaires et des affections digestives font mourir ou handicapent une grande partie des enfants de moins de cinq ans.

---

(1) — *Chronique de l'OMS.*

— *Mortalité : facteurs (P. CANTRELLE) 1967.*

— *L'homme et sa nourriture (M.E. LOWENBERG) 1979.*

— *Causes de mortalité infantile et juvénile dans 9 villages de la Haute-Volta (1978).*

— *Les principales causes de mortalité dans le service de pédiatrie du Centre Hospitalier de Kinshasa (Zaïre).*

— *Aspect de la mortalité des jeunes enfants à ABIDJAN en 1979 à partir des décès déclarés à l'état civil (Alfred DITTGEN).*

— *La santé dans les Etats ACP, p. 30 "le Courier" n° 53 (1979).*

Une maladie comme la rougeole tue en Afrique tropicale alors que les petits Européens n'en meurent plus. Elle représente souvent la première cause de décès et le premier (ou second) motif d'admission dans les centres hospitaliers, des enfants de moins de cinq ans. Elle dispute cette place avec certaines maladies de carence (kwashiorkor) surtout en ce qui concerne les enfants âgés de 1-4 ans.

Or le vaccin contre la rougeole existe et il est efficace à condition qu'il soit pratiqué de façon correcte ; à la suite de négligence, de précautions insuffisantes, une partie des enfants vaccinés contre la rougeole en meurt quand même. Cette situation est rare dans beaucoup de pays où l'administration du vaccin à l'enfant se fait dans les conditions requises.

A Kinshasa par exemple entre 1976 et 1978, 95 % des enfants rougeoleux avaient entre sept mois et 3 ans, et 94 % de décès dus à la rougeole concernaient les enfants mal nourris.

Ce sont les enfants qui paient le plus lourd tribut aux maladies infectieuses. Les causes de décès n'ont pas en effet une incidence uniforme sur la mortalité des différentes classes d'âges. C'est ainsi que les enfants de 1-4 ans meurent plus en Afrique tropicale de la malnutrition et d'autres maladies de carence, et de la rougeole que n'importe quel autre groupe d'âge. Mais entre 0 et 5 ans il n'y a pas une différence sensible de l'incidence de chaque cause sur chaque sexe.

Dans les pays développés, les services médicaux et les services de santé publique ont obtenu de très bons résultats dans leur combat contre la mortalité attribuable aux maladies infectieuses et les maladies de l'appareil respiratoire. C'est ce qui explique le faible niveau de mortalité des enfants de 1-4 ans, par rapport à ceux de 0-11 mois. Pour ces derniers, si leur niveau de mortalité est resté relativement haut, c'est parce qu'au stade actuel de nos connaissances, les causes endogènes sont presque incurables. Et ce sont ces causes endogènes qui sont les principales causes de mortalité infantile dans les pays riches ou bien équipés.

Il semblerait que lorsque le niveau de la mortalité générale est élevé, ce soient les maladies infectieuses et les affections respiratoires qui jouent le rôle le plus important. Il doit exister une corrélation directe et positive entre niveau de mortalité due aux maladies infectieuses et le degré d'efficacité des services de santé (i.e. le développement).

En Afrique tropicale donc, encore sous-développée, les maladies infectieuses continuent de décimer des millions d'enfants. Si les taux de décès dus à ces maladies restent élevés, ceci est probablement dû d'après les spécialistes, aux conditions d'hygiène défectueuses du milieu familial, à l'insuffisance de soins donnés aux enfants qui sont liés au niveau de vie et d'éducation des parents ainsi qu'à l'inefficacité des services de

santé. C'est ce qui justifie notre souci de rechercher à l'aide de l'analyse en composante principale<sup>1</sup> dans le champ des facteurs socio-économiques pondérants de la mortalité post-infantile.

La mortalité imputable à certaines maladies a diminué, alors que la morbidité n'a pas changé. C'est ce qui s'est passé dans beaucoup de pays développés dans le cas des maladies infectieuses. Tôt ou tard l'Afrique tropicale sera aussi à l'abri des décès prématurés dus à ces maladies.

Enfin, la sous-population à haut risque de décès attribuables aux maladies infectieuses, à la malnutrition, et aux maladies de l'appareil respiratoire et de l'appareil digestif est d'abord celle des enfants de 1—4 ans et ensuite celle des moins d'un an.

#### 6. CAUSES CLINIQUES DE MORTALITÉ EN EUROPE ET EN AMÉRIQUE LATINE

Pour bien voir le caractère particulier des causes cliniques de décès en Afrique nous allons brièvement rappeler ce qui se passe dans d'autres régions du monde. Nous n'avons utilisé pour cette fin qu'une seule source<sup>1</sup>, qui donne un classement des cinq premières causes de mortalité pour le groupe d'âge 1—4 ans.

En Europe à l'exception du Portugal, les accidents, responsables de 30 à plus de 40 % de décès des enfants de 1 à 4 ans révolus, constituent la première cause de mortalité. Les malformations viennent en deuxième position pour tous les pays, suivies des tumeurs malignes (9,7 %), des infections respiratoires et des gastrites entérocolites qui sont responsables de 11,8 % et 5,6 % des décès. L'importance des accidents est un fait de développement : accidents domestiques, accidents de circulation etc... ; cette rubrique n'est pas classée parmi les 10 premières causes de décès en Afrique ; il en est de même des tumeurs malignes. Par contre les malformations congénitales, bien qu'étant importantes en Afrique tropicale, sont éclipsées par d'autres causes en l'occurrence les maladies infectieuses et les maladies de la malnutrition. (T. 21, p. 86).

L'Amérique Centrale et du Sud, l'Asie et la Méditerranée Orientale ont une structure de causes de décès intermédiaire entre l'Afrique et l'Europe. Pour que la structure de causes de décès de l'Afrique soit comme celle des régions développées, favorable à un bas niveau de mortalité, elle devrait passer par l'étape intermédiaire citée plus haut. (T. 22, p. 87).

(1) Nations Unies, *Bulletin des Nations Unies N° 6 traitant plus particulièrement de l'état et de l'évolution récente de la mortalité dans le monde.*

(2) *Statistiques démographiques et sanitaires dans l'enfance N.P. MASSE et J. GOUJOU.*

TABLEAU 21. EUROPE (1966) CINQ PRINCIPALES CAUSES DE DÉCÈS.  
GROUPE D'ÂGE 1-4 ANS

PAYS	Accident		Malforma- tions Con- génitales		Tumeurs Malignes		Grippe Pneumonie		Gastrite Enteroco- lite sauf Diarrhée du nou- veau-né	
	%	rg/s	%	rg/s	%	rg/s	%	rg/s	%	rg/s
Allemagne (Rép. F.)	32,4	1	12,6	2	9,1	3	7,0	4	3,6	5
Autriche	34,2	1	8,6	3	9,2	2	8,5	4	5,6	5
Belgique	28,3	1	11,5	2	8,7	4	8,9	3	1,5	6
Bulgarie	34,8	1	6,2	4	8,9	3	22,1	2	3,8	5
Danemark	33,7	1	11,1	3	14,3	2	5,2	4	1,6	6
Espagne	15,9	1	7,9	4	8,2	3	12,8	2	5,2	5
Finlande	43,3	3	7,1	3	11,2	2	7,1	4	5,2	5
France	26,6	1	10,5	2	9,8	3	5,3	4	-	10
Grèce	22,8	1	4,4	5	8,1	3	17,4	?	3,3	5
Hongrie	19,9	1	10,9	3	9,5	4	12,3	2	8,1	5
Italie	20,2	1	6,8	5	8,5	4	15,7	2	9,6	3
Norvège	41,4	1	10,8	3	11,2	2	9,5	4	4,3	5
Pays-Bas	34,9	1	13,9	2	9,8	3	6,4	4	2,9	5
Pologne	30,5	1	5,6	4	7,8	3	14,4	2	4,9	5
Portugal	9,7	3	1,2	10	2,5	7	27,9	1	27,5	2
Suède	30,7	1	11,7	3	17,0	2	5,1	4	3,7	5
Suisse	39,3	1	13,3	2	7,6	3	6,1	4	2,9	5
Angleterre	26,6	1	13,4	3	11,6	4	14,5	2	4,6	5
Irlande	25,9	1	12,3	3	11,6	4	18,0	2	3,6	5
Tchécoslovaquie	26,1	1	11,1	1	9,1	4	12,0	2	4,3	6

rg/s = rang occupé par cette cause dans l'une des causes de décès.

TABLEAU 22. AMÉRIQUE CENTRALE ET DU SUD, ASIE, MEDITER. ORIENTALE  
(1966) CINQ PRINCIPALES CAUSES DE DÉCÈS DANS QUELQUES  
PAYS. GROUPE D'ÂGE 1-4 ANS.

PAYS	Gastrite enter. col sauf diar- rhée		Grippe Pneumonie		Bronchite		Rougeole		Accidents	
	%	rg/s	%	rg/s	%	rg/s	%	rg/s	%	rg/s
Chili	10,5	4	32,5	1	1,1	9	16,2	2	13,6	3
Colombie	24,1	1	12,4	2	10,7	3	3,0	6	4,2	4
Costa-Rica	26,6	1	12,7	2	4,6	4	8,0	3	3,6	5
Guatemala	23,2	1	17,5	2	1,9	5	6,5	4	0,6	8
Mexique	18,7	2	22,4	1	3,8	4	8,3	3	3,6	5
Panama	11,9	1	10,3	2	9,1	3	9,8	4	5,3	5
Porto-Rico	23,2	1	18,5	2	—	—	—	—	7,1	3
Trinité	17,9	2	22,6	1	2,0	4	—	—	9,9	3
Chine (Taïwan)	13,6	3	21,1	1	5,9	5	6,5	5	17,3	2
Hong-Kong	3,6	4	29,9	2	—	—	30,3	1	10,7	3
Philippines	18,3	2	33,2	1	13,6	1	2,7	5	1,9	6
Israël	3,6	4	7,8	3	—	—	3,1	5	17,1	1
Rép. Arabe-Unie	65,0	1	4,7	3	17,3	2	1,4	5	2,4	4
Japon	4,9	5	10,7	2	—	—	3,1	6	42,7	1

Les maladies gastriques (la gastrite et l'entérocolite) sont ici les premières causes de décès. Viennent ensuite les infections respiratoires, la grippe et la pneumonie, suivies de la bronchite et de la rougeole. Les accidents qui occupent la première place des causes en Europe, n'occupent ici que la cinquième place. Par rapport à la situation européenne, les maladies infectieuses ont une grande importance et sont encore beaucoup plus sérieuses en Afrique tropicale où les cinq premières causes sont souvent les maladies infectieuses. Or qui dit maladies infectieuses, dit maladies évitables. L'importance de ce groupe de maladies donne une idée sur la qualité et l'efficacité du service de santé dans une région donnée. On a remarqué que l'incidence et la prévalence des maladies infectieuses étaient aussi importantes en Europe. Cependant ces mala-

dies ne causaient pas autant de ravage qu'en Amérique Centrale et du Sud et encore moins qu'en Afrique. On peut donc conclure qu'en Afrique l'efficacité des services de santé laisse à désirer.

## 7. RELATION ENTRE INFECTIONS ET MALNUTRITION

L'histoire nous apprend qu'à la suite d'une grande famine consécutive à une guerre ou à une mauvaise récolte sévissait une épidémie. Réciproquement, une grande épidémie entraînait souvent une période de disette prononcée. Les famines et les épidémies sont donc en étroite corrélation. De même de nombreuses études effectuées en Afrique tropicale ont permis de savoir qu'il existe une synergie entre infection et malnutrition.

Dans ce paragraphe nous allons, à partir de deux exemples, montrer comment certaines maladies, la diarrhée et la rougeole, agissent sur la malnutrition et, réciproquement, comment la malnutrition aggrave ces maladies.

### *Diarrhées et malnutrition :*

Les diarrhées diminuent l'appétit ; la nourriture qui transite rapidement dans l'intestin n'est pas absorbée. La perte accrue d'eau inhérente et d'éléments azotés provoque l'installation d'une malnutrition protéino-calorique.

Certaines expériences ont mis en évidence l'influence de l'état de nutrition sur les diarrhées. Une enquête faite au Guatemala de 1958 à 1964 a permis de tirer les conclusions suivantes : A partir du 6ème mois et surtout du 12e mois, l'influence de l'état de la nutrition sur les diarrhées, devient nette. Dans des régions où la malnutrition est fréquente entre 1 et 2 ans ou 2 et 3 ans on constate qu'à ces âges la mortalité par diarrhée est particulièrement élevée. *"La période du sevrage correspond à une augmentation considérable de la fréquence des maladies diarrhéiques, aussi bien quand le sevrage commence tôt que lorsqu'il débute à un âge plus tardif"*<sup>(1)</sup>.

Le nombre de cas graves de maladies diarrhéiques était trois fois plus fréquent chez les enfants de moins de 4 ans atteints de la malnutrition au premier degré (ce sont des enfants ayant un déficit pondéral de 10 à 25 %) que chez les enfants en bon état de nutrition, et près de 5 fois plus fréquent chez ceux atteints de malnutrition au 3ème degré (ce sont des enfants ayant un déficit pondéral de plus de 40 %) que chez les enfants en bon état de nutrition.

(1) DUPIN H. RAIMBAULT. *Les troubles nutritionnels chez la mère et l'enfant*. 1978.

### *Rougeole et malnutrition :*

La rougeole provoque toujours une aggravation de l'état nutritionnel qui se caractérise toujours par un déficit pondéral. En 1956 J. Senecal a noté que 106 enfants hospitalisés à Dakar pour kwashiorkor, 37 d'entre eux, soit un peu plus du tiers avaient eu la rougeole quelques semaines auparavant. De même D. Morley a constaté au Nigéria que la rougeole provoque chez les jeunes enfants une perte de poids plus importante que tout autre maladie aiguë. Chez un quart des enfants, cette perte de poids atteint 10 % du poids initial. Debroise, Sy et Stage ont observé 240 cas de rougeole des enfants du milieu rural qui étaient suivis régulièrement et dont le poids était connu avec précision. Dans 40 % des cas, la perte de poids fut supérieure à 10 %.

L'influence de la rougeole sur l'état de nutrition entraîne toujours des diarrhées, une perte de l'appétit et d'autres complications. Le comportement de la mère aggrave souvent l'état de nutrition à cause des tabous<sup>1</sup>.

La nutrition a par ailleurs une influence certaine sur l'évolution de la rougeole. Il est désormais démontré que la rougeole est plus grave et plus souvent mortelle chez les enfants mal nourris que chez ceux en bon état de nutrition.

Savage a observé en Zambie une augmentation nette de la mortalité chez les enfants rougeoleux présentant des signes de malnutrition protéino-calorique ou protéique par rapport aux rougeoleux ne présentant pas ces signes (28 % au lieu de 16 %). Il a montré que la mortalité variait dans le même sens que le déficit pondéral.

En résumé, disons comme Cantrelle P.<sup>2</sup> que l'infection retentit sur l'état de nutrition de l'enfant et inversement la malnutrition a des effets sur la résistance à l'infection ; cette interaction est particulièrement manifeste dans les affections très fréquentes comme les diarrhées et la rougeole, ce qui entraîne une proportion élevée de décès d'enfants par ces causes.

Nous reviendrons plus loin sur le problème de la malnutrition ou plutôt de la nutrition, non pas parce qu'il est lié d'une façon étroite au problème fondamental (cher au démographe) de relation population et ressource, mais parce que la malnutrition est un facteur de la mortalité lié aux us et coutumes.

---

(1) Lowemberg M.E. *L'homme et sa nourriture*, (1971).

(2) Cantrelle. *Mortalité du jeune enfant en Afrique intertropicale*, 1967.

## CONCLUSION

Quand l'OMS fixe pour objectif "la santé pour tous en l'an 2000" elle espère que chaque pays va réorienter la politique sanitaire afin d'améliorer l'état de santé des communautés rurales.

Il faudrait informer les populations sur ce que chacun doit savoir, pour mener une vie saine et bénéficier d'une santé totale physique, mentale et sociale. Cette éducation pour la santé doit d'abord chercher à savoir quelles sont les motivations profondes qui font agir les individus, les familles et les collectivités, et par quels moyens il est possible de les modifier.

Un grand nombre de morts d'enfants de 1-4 ans sont dûs à des maladies contre lesquelles on peut lutter ; la médecine préventive n'exige pas toujours des ressources massives en hommes et en matériels. "En Afrique de l'Est les médecins estiment que sur 20 naissances, 4 enfants meurent avant un an, 2 avant 5 ans, 5 seront sous-alimentés et souffriront constamment de troubles de croissance et 10 se développeront normalement"<sup>1</sup>. Ils sont convaincus qu'en adoptant les 4 mesures ci-dessous, le taux de mortalité serait de 1 sur 20 avant 40 ans : les 19 autres enfants auraient un développement normal, ce qui modifierait considérablement ce sombre tableau. Ces quatre mesures sont :

- l'amélioration de l'alimentation afin d'éviter la malnutrition ;
- l'approvisionnement en eau pure et l'assainissement de l'environnement ;
- la vaccination et contrôle préventif des maladies telles que la rougeole, la coqueluche et la tuberculose ;
- le traitement simple et le diagnostic précoce des maladies courantes.

La santé de l'enfant dépend donc beaucoup plus des mesures préventives, que de mesures thérapeutiques ; l'environnement dans lequel un enfant naît détermine, dans une large mesure, ses chances de survie<sup>2</sup> ; si l'enfant n'est pas bien nourri il sera beaucoup plus sensible aux maladies qui se manifestent chez lui toujours plus gravement que chez un enfant dont la nourriture est appropriée. La malnutrition est responsable chaque année, de plus du quart de la mortalité infantile et dans les pays

(1) *Le courrier (op. cit).*

(2) *La protection de l'enfance in courrier n° 53 Jan-Fév. 1979.*

en voie de développement, c'est elle qu'il faut incriminer dans 50 % des décès d'enfants de moins de 5 ans<sup>1</sup>. Grâce à une alimentation équilibrée, l'organisme de l'enfant luttera plus facilement contre les microbes, il en est de même des vaccinations qui l'immuniseront contre les maladies infectieuses les plus graves.

---

(1) Dr THIANAR N'DOYE, *pour une politique alimentaire et nutritionnelle*, pp. 44-45.

# IV

## LES FACTEURS SOCIO-ECONOMIQUES ET BIOLOGIQUES DE LA MORTALITE POST-INFANTILE

"On n'est jamais dispensé d'avoir du bon sens pour interpréter un calcul ; quelles que soient les méthodes et les hypothèses utilisées, le traitement statistique doit toujours aller dans le sens d'une clarification du problème posé".

É. BOREL

Examiner les facteurs socio-économiques dans leurs relations avec la mortalité juvénile risque de créer l'illusion que ces variables sont d'égale importance, ou que la situation qu'on veut analyser se présente sous forme de structure simple où tous les facteurs explicatifs sont indépendants les uns des autres ; ce qui signifierait que leurs effets peuvent être appréhendés séparément.

A priori, tout raisonnement "ceteris, paribus" qui cherchera l'effet d'une variable, toutes choses étant égales par ailleurs, serait forcément hasardeux : les interdépendances entre indicateurs du niveau socio-économique sont tellement fortes, qu'il nous faut plutôt chercher à voir la position qu'occupe la mortalité des enfants par rapport aux axes autour desquels s'organisent les agrégats.

Nous allons donc laisser les méthodes classiques d'analyse statistique : l'analyse de la co-variance qui nous aurait permis de savoir le critère le plus pertinent pour faire une classification de pays en groupes homogènes, ou l'étude des corrélations qui ne présente guère d'intérêt, d'autant moins que les mesures de corrélations dans ce genre d'étude ne sont souvent pas en rapport direct avec "les coefficients de régression qui expriment l'effet de la variable explicative sur la variable dépendante"<sup>1</sup>.

(1) Loriaux. *La mortalité des enfants et les indicateurs socio-économiques de développement : une vision mondiale*, 1980.

Nous allons donc utiliser l'analyse en composantes principales qui est plus adaptée pour l'analyse de toute situation sociale qui subit l'influence de plusieurs facteurs. Avant de procéder au choix des variables, nous allons donner la liste des facteurs, biologiques, sociaux et économiques de la mortalité infantile et juvénile d'après une vieille étude de la division de population des Nations-Unies<sup>1</sup>.

### 1. *LES CAUSES BIOLOGIQUES DE LA MORTALITE JUVENILE*

#### *La mortalité générale :*

Contrairement à l'opinion selon laquelle une réduction de la mortalité infantile et juvénile devrait conduire à une augmentation de la mortalité des adultes, un bas niveau de la mortalité post-infantile correspond à un bas niveau de la mortalité des adultes. Un bas niveau de mortalité infantile et juvénile est par ailleurs associée à un bas niveau de mortalité générale.

#### *La fécondité générale :*

Dans plusieurs régions du monde, une fécondité élevée va de pair avec une mortalité élevée et réciproquement, une fécondité faible est associée à un bas niveau de mortalité. Implicitement, les mêmes relations devraient exister entre fécondité générale et mortalité infantile et post-infantile.

#### *L'âge de la mère, le rang de naissance et les espacements entre les accouchements :*

Ces trois facteurs ont des effets certains sur la mortalité infantile et la mortalité des enfants de 1-4 ans. Le niveau de mortalité infantile et post-infantile est élevé quand la mère est très jeune ou très âgée.

Dans le même ordre d'idées on enregistre une légère baisse du niveau de la mortalité infantile et juvénile entre le premier et le troisième enfant, puis le niveau monte lentement jusqu'au cinquième et rapidement quand le rang de naissance devient plus grand. Enfin, on observe que l'augmentation des taux de mortalité progresse avec l'ordre de naissance.

#### *Les naissances multiples :*

Une naissance normale dans l'espèce humaine, correspond à la venue au monde d'un seul enfant. Les jumeaux, les triplés, les quadruplés etc,

(1). *Foetal, Infant and early childhood mortality vol. II, Biological, social and economic factors population studies, n° 13 UNITED-NATIONS (1954).*

deviennent par conséquent les enfants “*anormaux*”. La mortalité chez les enfants issus de naissances multiples est nettement plus élevée que chez les enfants venus au monde seul.

*La prématurité :*

Les enfants prématurés sont exposés à un plus grand risque de décès que les enfants nés à terme et ayant un poids normal. Rappelons qu'on appelle enfant prématuré, un enfant qui est né soit avant terme, en général avant le 8<sup>e</sup> mois de gestation, soit avec un poids très en-dessous du minimum requis.

**2. LES FACTEURS SOCIO-ECONOMIQUES DE LA MORTALITE JUVENILE**

*La différence entre milieux urbain et rural :*

En général la mortalité est plus élevée en milieu rural qu'en milieu urbain. Ceci est dû à une bonne infrastructure sanitaire, et d'accès plus facile.

*L'illégitimité :*

En général, le taux de mortalité des enfants illégitimes est 2 à 3 fois plus élevé que celui des enfants légitimes. Le plus souvent les enfants illégitimes sont les premiers enfants des femmes très jeunes, et sont entourés de peu de soins. Dans certaines sociétés africaines, la femme ne se marie qu'après avoir fait ses preuves de fécondité, ce qui augmente la proportion des enfants illégitimes.

*La nutrition :*

La malnutrition est l'une des causes les plus importantes de la mortalité des 1–4 ans. Nous l'avons vu dans les exemples du chapitre précédent : causes cliniques de décès. Plusieurs études ont mis en évidence l'importance du sevrage dans la mortalité des enfants en Afrique. Ce n'est pas le sevrage en soi qui tue, mais la malnutrition qui suit ce sevrage. La morbidité des enfants qui sont nourris au sein maternel lors de leurs premières années de vie est nettement inférieure à celle des enfants qui subissent l'allaitement artificiel. Nous en reparlerons au dernier chapitre.

*L'habitat :*

L'habitat est un autre facteur social qui affecte la mortalité des 1–4 ans. Il n'y a pas de doute qu'une maison surpeuplée favorise la propaga-

tion des maladies contagieuses. Les autres facteurs comme l'insalubrité de l'habitat, l'absence d'éclairage, et de ventilation, de même que le manque d'eau courante etc. provoquent la fragilité et la mortalité des enfants.

*Le niveau d'instruction :*

La mère d'un enfant doit avoir un niveau d'instruction minimal qui lui permettrait de profiter des informations concernant les soins des enfants. Des recherches ont prouvé une corrélation positive entre le taux de mortalité des enfants et le pourcentage des mères analphabètes.

*Le revenu familial, le type d'activité et la situation dans l'emploi :*

Le quartier de résidence, la légitimité, l'habitat, la nutrition et même le niveau d'instruction qui affectent tous la mortalité des enfants sont corollaires du revenu de la famille. Un enfant supplémentaire a des incidences sur le revenu de la famille. Si ce revenu ne peut être augmenté, il y aura une diminution du niveau de vie pour toute la famille. Il existe une corrélation négative entre le revenu par tête d'habitant et la mortalité en général et la mortalité juvénile en particulier.

En ce qui concerne le type d'activité, et la situation dans l'emploi, beaucoup d'études ont fait la différence entre les "cols blancs" dont les enfants sont mieux soignés, et les "cols bleus" dont les enfants ont une mortalité plus élevée.

Bien entendu, cette liste est loin d'être exhaustive ; nous n'avons cité que les facteurs les plus répandus dans la littérature démographique. Nous reviendrons plus en détail sur les facteurs que nous avons retenus, après avoir explicité les raisons de notre choix.

### 3. *L'ANALYSE MULTIDIMENSIONNELLE DE LA MORTALITE POST-INFANTILE*

L'analyse des données est fortement déterminée par la qualité des données disponibles et par leur choix. Etant dans l'impossibilité matérielle de pouvoir établir la liste des variables susceptibles d'intervenir plus ou moins fortement dans la réalisation d'un phénomène donné, le choix des variables explicatives ou facteurs de risque exige beaucoup de discernement, beaucoup de prudence et un minimum de connaissances si on ne veut pas établir des corrélations à interprétation fallacieuse ; le minimum est une connaissance très générale des facteurs de risque. Pour pouvoir établir une relation d'influence entre la mortalité et certains indicateurs socio-économiques, il est nécessaire de pouvoir montrer au niveau micro (ou macro), le processus explicatif qui permet de com-

prendre pourquoi la fréquence (l'incidence) d'une maladie, cause directe de décès dans une population, est élevée ou pas. De même il faudra être capable d'expliquer à partir d'un schéma simple la liaison existante entre l'indicateur socio-économique et la fréquence de décès (létalité) parmi les maladies. Nous reproduisons un schéma qui développe de proche en proche des relations explicatives influant sur le niveau de la mortalité ; le schéma original<sup>1</sup> a été complété par nos soins pour mettre en évidence certains indicateurs socio-économiques et culturels.

Le schéma, (p. 97) permet de voir à quel niveau se situe d'une façon générale les variables socio-économiques. Dans notre représentation, ces indicateurs n'interviennent jamais comme causes directes de décès. Le statisticien doit mesurer la corrélation existante entre un facteur donné et la mortalité post-infantile et voir quel serait le degré de cette corrélation si on supprimait les effets de quelques autres facteurs.

Pour arriver à cette fin, une démarche intuitive comme celle qui a conduit à l'élaboration du schéma précédent n'est plus suffisante ; il faudrait pour cela utiliser une technique de loin plus performante : l'analyse multidimensionnelle. L'analyse en composantes principales tout en nous permettant de mettre en évidence les corrélations entre les variables explicatives et la mortalité post-infantile, mettra en évidence l'interdépendance entre ces variables et les facteurs de risque les plus prépondérants. La classification ascendante hiérarchique va nous permettre de classer les pays retenus en groupes quasi-homogènes par rapport à l'ensemble des variables. Enfin la notation permet d'expliquer la variation du phénomène étudié en mesurant la contribution de chaque facteur à cette variation, toutes choses égales par ailleurs. Avant de procéder à l'analyse, il serait intéressant de bien situer le cadre de l'analyse.

*a) Le choix des pays :*

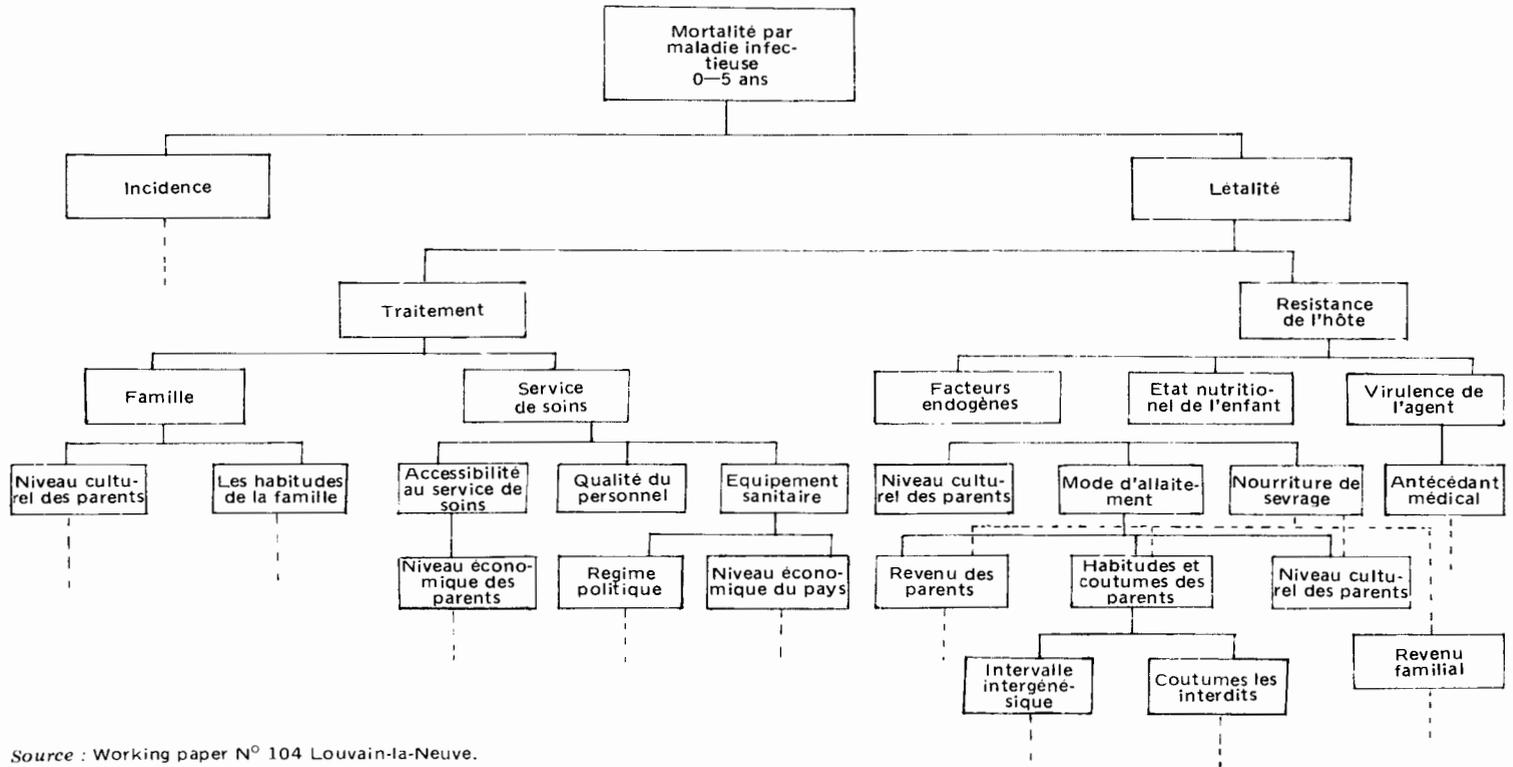
Pour pouvoir rester dans notre thème de recherche, il serait intéressant de prendre un gros échantillon contenant plusieurs pays n'appartenant pas à l'Afrique tropicale, afin de mettre en évidence les aspects propres à cette zone. Concrètement donc, on devrait dans un premier temps prendre tous les pays sans discernement à la seule condition que les variables retenues soient disponibles. Ensuite, faire une première analyse pour voir si la sous-région qui nous intéresse forme un groupe homogène. Si tel est le cas, il faudrait avoir à l'intérieur de ce groupe les variables qui font la différence entre pays. Si par contre la première

(1) Département de Démographie de l'Université Catholique de Louvain :

La mortalité aux jeunes âges, un essai d'approche explicative interdisciplinaire, Louvain-la-Neuve, Working paper n° 106, 1981, 23 p.

# SCHEMA

## MORTALITÉ PAR MALADIE INFECTIEUSE 0-5 ANS.



Source : Working paper N° 104 Louvain-la-Neuve.

analyse ne décèle pas une certaine homogénéité au sein de notre sous-groupe, on pourrait se contenter de la première analyse et en déduire les classifications qui s'imposent.

Certaines études<sup>1</sup> ont déjà montré que lorsqu'on utilise les variables agrégées comme celles qui ont été retenues dans cette étude, l'Afrique forme un bloc à part. Fort de cette expérience, nous allons voir au sein du groupe Afrique les différences internes par rapport aux variables retenues. Cette analyse va déboucher forcément sur une classification des pays.

Notre souhait était de prendre en compte tous les pays d'Afrique, toujours par souci de voir les caractéristiques propres à l'Afrique tropicale. Malheureusement, certains pays tels que le Gabon, l'Angola, le Zimbabwe etc..., ont été écartés en raison des vides qui apparaissaient sur leur ligne, dans certaines colonnes de la matrice des données.

Notre critère d'élimination principal est donc le manque de données, pour quelque variable que ce soit ; par ailleurs certains pays tel que l'Afrique du Sud ont été éliminés, non par manque de données mais parce que son niveau de développement le place complètement à l'écart de l'ensemble ; l'introduire dans une telle analyse perturberait la configuration des plans factoriels et compliquerait leur interprétation. En définitive l'échantillon retenu comporte 32 pays.

PAYS	CODE	PAYS	CODE	PAYS	CODE
ALGERIE	ALGE	LIBERIA	LIBE	SÉNÉGAL	SÉNE
BENIN	BENI	MADAGASCAR	MADA	SIERRA LEONE	SALE
BURUNDI	BURU	MALAWI	MALA	SOMALIE	SOMA
CAMEROUN	CAME	MALI	MALI	SOUDAN	SOUD
CONGO	COGO	MAROC	MARO	TANZANIE	TANZ
COTE D'IVOIRE	CTDI	MAURITANIE	MAUR	TCHAD	TCHA
EGYPTE	EGYP	MOZAMBIQUE	MOZA	TOGO	TOGO
ETHIOPIE	ETHI	NIGER	NIGE	TUNISIE	TUNI
GHANA	GHAN	NIGERIA	NGRI	ZAIRE	ZAIR
HAUTE VOLTA	HTVO	OUGANDA	OUGA	ZAMBIE	ZAMB
KENYA	KENY	RWANDA	RWAN		

(1) Loriaux M. *La mortalité des enfants et les indicateurs socio-économiques de développement : une vision mondiale, 1980.*

Keita. *Recherche des corrélations différentielles entre variables démographiques, économiques et sociologiques selon le niveau de développement des pays, inédit 1982.*

b) *Le choix des variables :*

Les principales variables ont été choisies à partir de notre connaissance très générale sur les facteurs de risque de la mortalité post-infantile et surtout à partir des éléments de nos travaux antérieurs<sup>1</sup>. Notre souci a été de retenir les variables qui étaient susceptibles d'avoir une certaine liaison avec la mortalité... Un calcul préalable prenant en compte 86 pays et 40 variables nous a permis de retenir 20 variables qui, selon nous, étaient les plus significatives. Le critère de signification était les saturations sur les facteurs, si les variables sont très saturées sur le premier axe (par exemple) cela montre que ce sont les variables les plus discriminatoires.

Nous distinguerons trois groupes de variables : les variables démographiques, les variables socio-culturelles et les variables économiques.

Le tableau suivant présente les variables choisies, leurs indicateurs, leurs sources.

**TABLEAU 23. VARIABLES CHOISIES POUR UNE ANALYSE FACTORIELLE.**

Variabes	Indicateurs	Code	Sources et année de référence
<i>Mouvement démographique :</i>			
Mortalité	Quotient de mortalité post-infantile	MOPI	Banque mondiale 1977
	Taux de mortalité infantile	MOIN	
	Taux brut de mortalité	TBMO	Banque mondiale 1977
	Variation de taux de mortalité	VTMO	Banque mondiale 1977
	Espérance de vie à la naissance	EOEO	Banque mondiale 1977
Natalité	Taux brut de Natalité	TBNA	Banque mondiale 1977
	Variation de taux brut de natalité	VTBN	Banque mondiale 1977
	Indice synthétique de fécondité	ESFE	Banque mondiale 1977
	Taux de croissance de la population totale	CRPT	Banque mondiale 1977
<i>Variables socio-culturelles :</i>			
Equipement sanitaire	Nombre d'habitants par médecin	HA M	Banque mondiale 1976
Alphabétisation	Pourcentage de la population ayant accès à une source d'eau potable	LEAU	Banque mondiale 1975
	Pourcentage de garçons et filles au niveau secondaire et primaire	SCOL	Banque mondiale 1975
	Pourcentage d'alphabètes dans la population adulte.	ALPH	Banque mondiale 1975
Urbanisation	Taux de croissance de la population urbaine	CRPU	Banque mondiale 1977
<i>Variables économiques :</i>			
Niveau d'activité	Taux de la population active	CRPA	Banque mondiale 1977
	Taux d'activité des femmes	ACFE	Banque mondiale 1977
Niveau de développement	Variation du produit national brut	PNBR	Banque mondiale 1977
Disponibilité alimentaire	Indice de production agricole	PRAL	Banque mondiale 1975
	Quantité de calories consommées par jour et par habitant	CALO	Banque mondiale 1974
	Poids de protéine consommée par jour et par habitant	PIHOT	Banque mondiale 1977

(1) *DACKAM N.R., DJOUMESSI J.B. Surmortalité juvénile en Afrique tropicale : mythe et réalité, 1980.*

*DACKAM N.R. La mortalité juvénile en Afrique tropicale 1981.*

Vous remarquerez la place occupée par les variables de la mortalité ; sur 20 variables nous en avons retenues 5. Nous savons qu'il existe un lien étroit entre le niveau de la mortalité post-infantile d'une part et le niveau de la mortalité générale, de la mortalité infantile, de l'espérance de vie d'autre part. L'occasion nous est donnée ici de préciser le sens de ces liaisons qui ont suscité en d'autres temps de nombreuses recherches.

*c) Interdépendance entre variables :*

L'analyse des facteurs d'un phénomène démographique est assez délicate à cause des relations étroites existant entre certaines variables. Il existe très peu (ou presque pas) de facteurs qui ne soient concernés par ces interactions, ce qui rend difficile l'analyse des relations de causalité en conséquence, les conclusions sur les corrélations (leur validité et leur sens) devraient être considérées avec beaucoup de réserves. L'importance des corrélations entre facteurs nous est donnée par la matrice des corrélations reproduite en annexe. En portant les coefficients de saturation des variables par rapport aux deux premiers facteurs sur un plan, nous obtenons la figure ci-contre qui permet de visualiser le comportement des diverses variables dans le premier plan factoriel. Les numéros représentent les variables et correspondent aux numéros du tableau ci-dessus. Le n° 1 correspond à la mortalité post-infantile (MOPI).

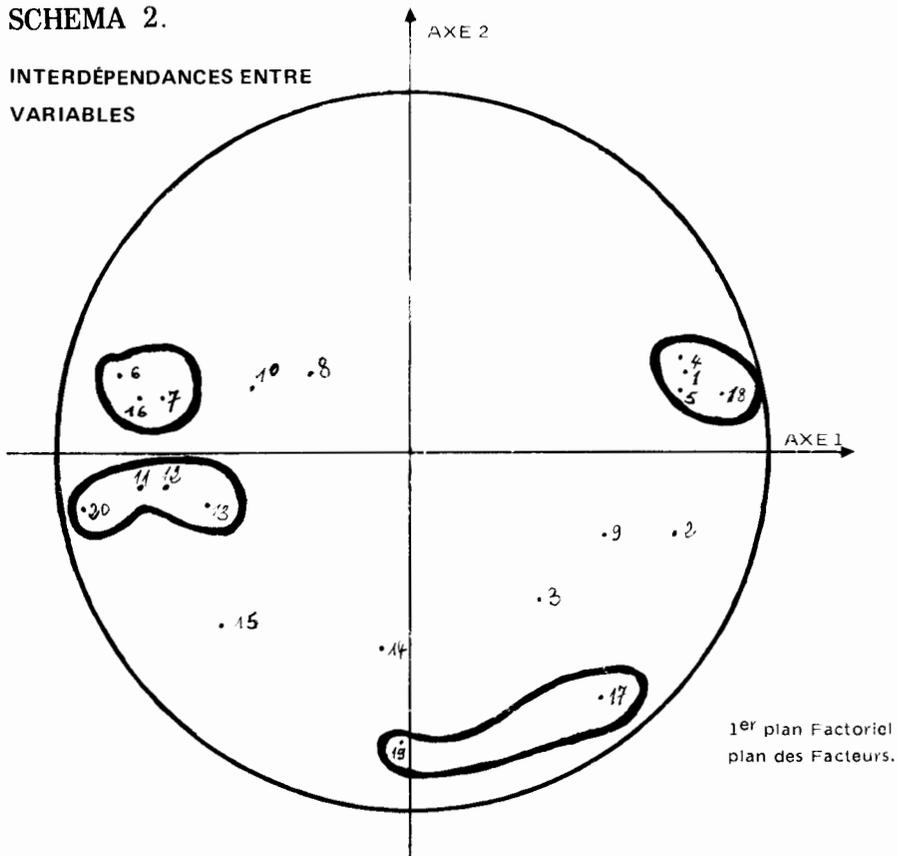
Le graphique 11 (p. 101) permet une interprétation aisée des axes. Il représente le système général de corrélations de toutes les variables les unes par rapport aux autres. La proximité de deux points éloignés du centre indique que les variables correspondantes sont mieux corrélées entre elles. La coordonnée d'une variable le long d'un axe correspond à la corrélation entre cette variable et l'axe factoriel. "Les variables les plus discriminantes apparaissent avec les coordonnées les plus fortes et donnent aux facteurs leur signification essentielle".

Quatre groupes de variables se distinguent dans le premier plan factoriel. Les corrélations au sein de chaque groupe sont plus fortes. Ainsi, la mortalité post-infantile (1) est fortement et positivement corrélée à la variation du taux brut de mortalité (4), au nombre d'habitants par médecin (5) et au taux brut de mortalité (18). Ces quatre variables forment le premier groupe. Il s'oppose diamétralement au second groupe constitué par les variables de développement que sont : le produit national brut (11), l'alphabétisation des adultes (12), la scolarisation (13) et l'espérance de vie à la naissance (20). Ce positionnement montre clairement que le niveau de la mortalité post-infantile est inversement proportionnelle au développement économique (PNBR) et social (ALPH, SCOL).

Le troisième groupe significatif est constitué des variables de la qualité de vie (LEAU (6), CALO (7) et CRPU (16) son opposition (par rapport

## SCHEMA 2.

INTERDÉPENDANCES ENTRE  
VARIABLES



au deuxième axe factoriel) au premier groupe (MOPI (1) VTBM (4), HA/M (5) et TBMO (8) montre qu'on ne pourrait agir sur la qualité de l'eau, et la nutrition de l'enfant que si on avait joué sur le nombre d'habitants par médecin. D'ailleurs, il est plus facile et moins coûteux de permettre à un plus grand nombre d'individus d'avoir accès à l'eau potable que d'augmenter le nombre de médecins. Il en est de même d'une bonne éducation permettant aux parents de donner aux enfants une nourriture de qualité meilleure. En jouant sur ces deux facteurs nombre de maladies infectieuses et de malnutrition disparaîtront. Au lieu de construire les hôpitaux et former des médecins, au stade actuel de la structure des causes de décès en Afrique tropicale, il est nettement préférable d'améliorer la qualité de l'eau et faciliter l'accessibilité de la population à cette eau, ou d'éduquer les parents à bien nourrir leurs enfants, cette double action réduirait la mortalité post-infantile dans des rapports étonnants de 20 à 1\*.

(\*) Ce Rapport est plausible quand on observe le niveau de la mortalité post-infantile dans les pays qui ont enrayé les maladies de malnutrition et des maladies infectieuses liées à l'environnement.

Le quatrième groupe n'a que deux variables, toutes des variables de mortalité (TBNA, ISFE).

Quand on regarde maintenant les corrélations entre la mortalité post-infantile et les facteurs de risque, on constate qu'elle est fortement corrélée négativement à l'espérance de vie à la naissance (-0,816). Il en est de même, mais dans le sens opposé de la mortalité générale (0,809). L'espérance de vie et le taux brut de mortalité étant naturellement fortement corrélés (0,971) puisqu'ils décrivent le même phénomène : le niveau général de la mortalité. Plus le niveau de la mortalité générale est élevé, plus le niveau de la mortalité post-infantile est élevé et plus l'espérance de vie à la naissance est basse. Réciproquement, plus l'espérance de vie est élevée, plus le niveau de la mortalité post-infantile est bas. Ce résultat est une évidence quand on se réfère au mode de calcul des 4Q1 présenté par la Banque mondiale<sup>1</sup> et aussi quand on travaille avec les données observées. Le niveau de la mortalité infantile est souvent présenté comme ayant une influence directe sur la mortalité juvénile. Quand on représente<sup>2</sup> le nuage de points que donnent les quotients de mortalité post-infantile (en ordonnée) et le quotient de mortalité infantile (en abscisse) on a l'impression que la fonction logistique pourrait s'ajuster à ce nuage. Mais tout calcul fait, on se rend compte qu'il n'en est rien. Le coefficient de corrélation simple entre mortalité infantile et mortalité post-infantile est égal à (0,636) : un niveau de mortalité post-infantile élevé correspond à un niveau de mortalité post-infantile élevé ; cette liaison n'est pas autant forte que celle trouvée avec la mortalité générale. (Tableau 24, p. 103).

Cette relation entre la mortalité post-infantile et la mortalité infantile n'est vérifiée que dans les régions à forte mortalité : dans les pays industrialisés qui ont pour la plupart un faible niveau de mortalité, si la mortalité infantile connaît encore une forte variation d'un pays à l'autre, il n'en est pas de même de la mortalité post-infantile qui n'y est plus très discriminatoire.

Le nombre d'habitants par médecin qui mesure la couverture sanitaire<sup>3</sup> de la population augmente quand il y a dégradation de la santé publique et une pénurie croissante en personnel médical. Cette dégradation a probablement un effet négatif sur le taux de mortalité post-infantile. En Afrique tropicale le coefficient de corrélation trouvé entre le nombre d'habitants par médecin et la mortalité post-infantile est de

(1) Banque Mondiale. *Rapport sur le développement dans le monde, 1979.*

(2) Dackam N.R., Djoumessi J.B. (1980) *op. cit.*

(3) *En Afrique tropicale d'une façon générale, les médecins sont concentrés dans les capitales des pays. Dans certains pays on trouve plus de 50 % de médecins exerçant à la capitale alors que 80 % de la population sont des ruraux.*

(0.605) ; ce qui signifie (bien qu'il y ait l'effet combiné des autres facteurs) que plus le nombre d'habitants par médecin est élevé, plus la mortalité post-infantile est élevée. Comme on pourra le vérifier, cet indice (HA/M) n'a plus d'intérêt que dans les pays sous-développés : dans les pays riches le taux de mortalité post-infantile oscille autour de 1‰, une variation du nombre d'habitants par médecin autour de la moyenne (600 HA/M) n'a plus d'influence sur le niveau de la mortalité post-infantile. Ceci pourrait se justifier par le fait que dans ces pays, les premières causes de décès d'enfants de 1-4 ans sont les accidents. Or le nombre de médecins n'influe pas sur les accidents ménagers ou de circulation pour ne citer que ceux-là, les causes de malformations congénitales et des tumeurs malignes sont très difficiles à enrayer.

Enfin la dernière corrélation simple retenue est l'alphabétisation (-0,541). Nous aboutissons à la conclusion qu'un niveau d'alphabétisation bas entraîne un haut niveau de mortalité post-infantile et un niveau d'alphabétisation élevé entraîne un bas niveau de mortalité post-infantile. Il faut noter les corrélations mortalité infantile-alphabétisation (-0,306), scolarisation - mortalité post-infantile (-0,489) et scolarisation - mortalité infantile (-0,368). Il est intéressant de remarquer que les niveaux d'alphabétisation et de scolarisation ont une plus forte influence sur la mortalité post-infantile que sur la mortalité infantile. Ceci s'explique aisément : quel que soit le niveau d'alphabétisation et d'instruction les mères s'occupent de leurs enfants avec beaucoup plus de soin la première année de vie ; dès que l'enfant a dépassé un certain âge (12-18 mois), il est livré à lui-même. La façon dont les parents s'occupent de leurs enfants vers 2 et 3 ans et plus, est fonction de leur niveau d'instruction ou d'alphabétisation. Il faut retenir que l'alphabétisation ici n'est qu'un vecteur d'information. Nous reviendrons sur ce point quand nous parlerons des habitudes et des coutumes comme facteurs de la mortalité.

TABLEAU 24. CORRÉLATION ENTRE AUTRES VARIABLES ET LA MORTALITÉ POST-ENFANTILE.

Variable	Coefficient de corrélations(r)	V	r	V	r
2 MOIN	0,624	9 ACFE	0,345	16 CRPU	-0,404
3 VTBN	0,281	10 PRAL	-0,163	17 TBNA	0,332
4 VTBM	0,695	11 PNBR	-0,448	18 TBMO	0,809
5 HA/M	0,606	12 ALPH	-0,541	19 ISFE	-0,082
6 LEAU	-0,486	13 SCOL	-0,489	20 ESPE	-0,816
7 CALO	0,0014	14 CRPT	-0,251		
8 PROT	0,0014	15 CRPA	-0,373		

Il ne faudrait pas exagérer l'interprétation de ces corrélations simples, dans la mesure où elle prennent déjà en compte l'effet des autres facteurs, surtout dans un ensemble de facteurs comme le nôtre, où l'interdépendance entre variables saute aux yeux. Nous essayerons plus loin de voir la relation plus proche de la réalité entre deux facteurs en interprétant les corrélations principales. Mais avant cela, que peut-on dire des axes factoriels ?

*d) Interprétation des axes factoriels :*

Les cinq premiers axes expliquent chacun plus de 6 % de l'inertie totale du nuage de points, formé par 32 pays et 20 variables. Notons que 5 % est l'inertie qu'expliquerait un axe quelconque choisi d'une façon aléatoire. Pour le pourcentage d'inertie expliquée par chacun des axes, le lecteur pourra voir en annexe — le premier plan factoriel expliqué par les autres axes, seul ce plan retiendra notre attention.

Le plan factoriel ( $F_1$ ,  $F_2$ ) (Graphique 12).

Le premier plan factoriel explique 53,0 % de l'inertie totale du nuage. Les facteurs qui sont les plus intervenus dans le positionnement des axes de ce plan sont : l'espérance de vie à la naissance et le taux brut de mortalité, le pourcentage de la population ayant accès à une source d'eau potable à la mortalité post-infantile. Le second axe est déterminé par l'indice synthétique de fécondité et le taux brut de mortalité ; c'est un axe de fécondité. L'axe 1 oppose à droite les pays à forte mortalité : Ethiopie, Haute-Volta, Mali, Niger et Tchad ; Burundi, et Mauritanie aux pays à mortalité relativement basse : Tunisie, Egypte, Algérie, Maroc, Kenya et Congo, à gauche. Le deuxième axe oppose les pays à fécondité et à Natalité relativement faibles en haut : Cameroun, Egypte, Tunisie, Tchad, Niger, Burundi, Mozambique aux pays à fécondité et natalité relativement élevées : Kenya, Algérie, Ouganda, Zambie, Nigeria etc.

Le plan factoriel ( $F_1$ ,  $F_2$ ) représenté par le graphique (12) sépare les pays en trois groupes distincts. Nous n'insistons pas sur le contenu de chacun des groupes. Seule la classification ascendante hiérarchique nous fera visualiser la partition en groupes de ces pays.

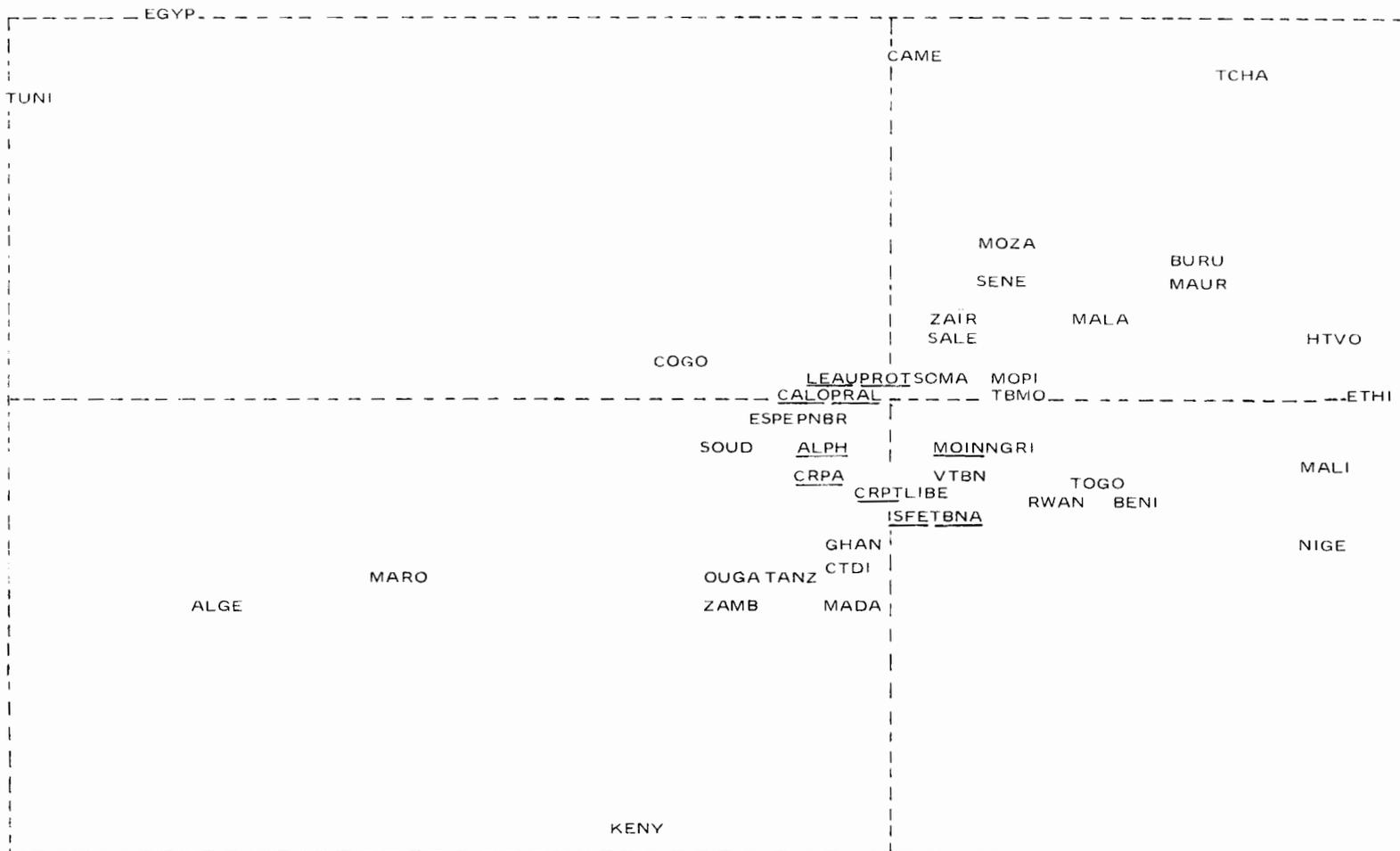
*e) Classification des groupes en groupes homogènes :*

*"Je me contenterai de rapprocher les objets suivant le plus grand nombre de degrés de leurs rapports et de leurs ressemblances... Les objets ainsi réunis formeront plusieurs petites familles que je réunirai encore ensemble, afin d'en faire un tout dont les parties soient unies et liées*

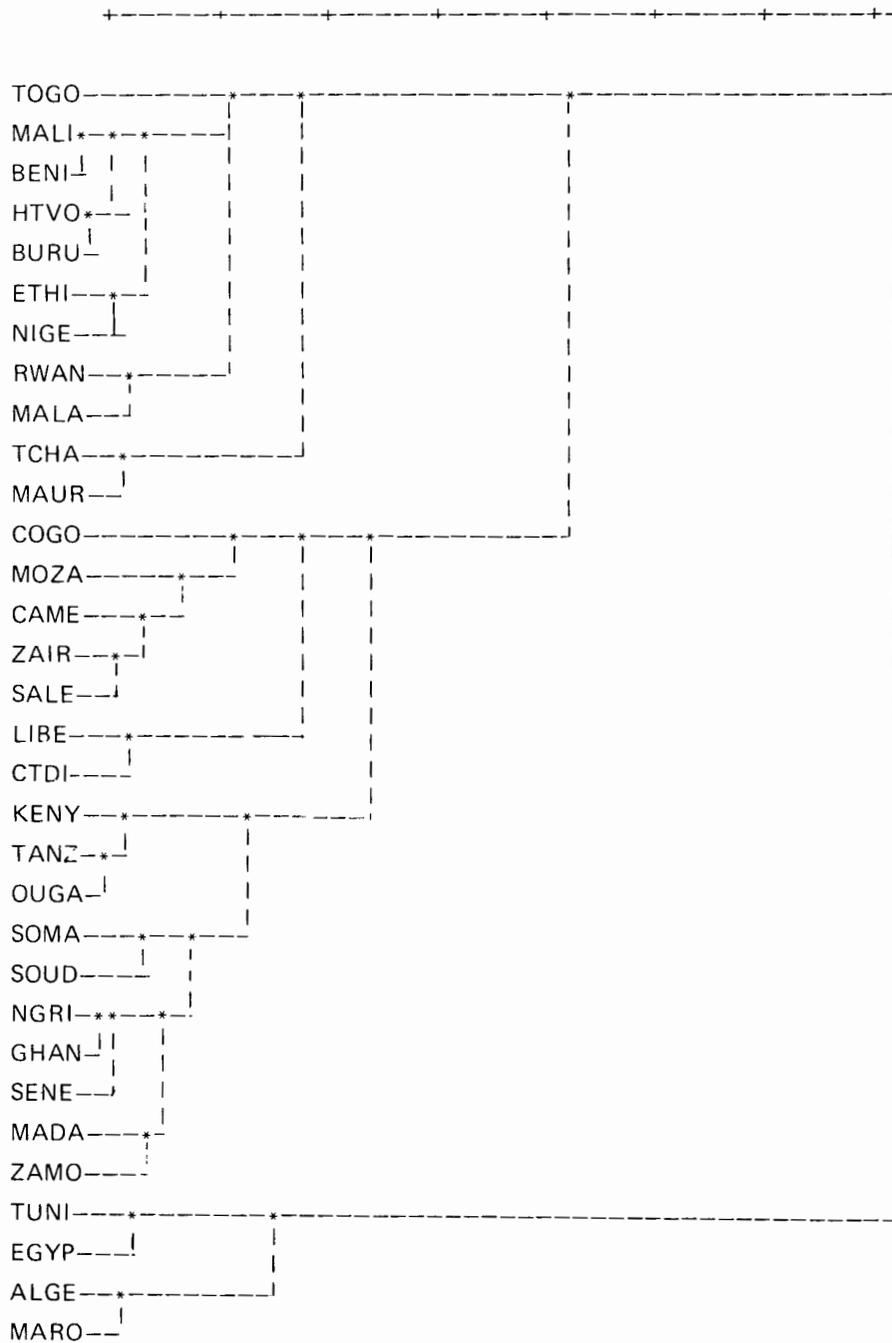
**GRAPHIQUE 12. ANALYSE DES FACTEURS SOCIO-ÉCONOMIQUES DE LA MORTALITÉ POST-INFANTILE**

AXE HORIZONTAL (1) — AXE VERTICAL (2) — LARGEUR = 12.01398 HAUTEUR = 720074 — NOMBRE DE POINTS = 52.

105



GRAPHIQUE 13. REPRÉSENTATION DE LA CLASSIFICATION HIÉRARCHIQUE



*intimement*<sup>1</sup>. Le but de la classification bien expliqué par la démarche d'Adanson ci-dessus citée, est de classer les pays de sorte que le degré de ressemblance de deux pays soit grand (selon les attributs de description) s'ils appartiennent à la même classe ; dans le cas contraire, deux pays qui appartiendraient à des classes différentes devraient avoir un degré de ressemblance plus faible. Dans le cas présent, 20 attributs ont été retenus, permettant de décrire pour un pays donné sa mortalité, sa fécondité et ses conditions socio-économiques. Nous avons montré dans les paragraphes précédents les facteurs les plus dominants, qui malheureusement ne nous ont pas permis de faire une partition convaincante des pays. La classification ascendante hiérarchique nous donne un classement de pays en trois groupes distincts. A l'intérieur de chaque groupe, il est possible de constituer des sous-groupes, ces sous-groupes seront encore plus homogènes que le groupe entier.

Nous avons ainsi réalisé une classification sur l'ensemble des pays étudiés. Cette classification se présente comme une suite de partitions (en branches d'arbre). La partition la plus fine est celle où chaque pays forme une classe à part. (Graph. 13, p. 106).

Elle est encore appelée la partition discrète. Cette partition se trouve à l'extrême gauche du graphique. La ressemblance entre deux pays est d'autant plus grande que la partition qui les réunit est plus fine (plus à gauche). Pour classer les pays en groupes distincts, il suffit de tracer une ligne verticale qui coupera les branches perpendiculairement en des points précis A,B,C,... En tenant la branche aux points A,B,C,...., on a des groupes différents A,B,C,...

Nous avons retenu comme nous l'avons déjà dit, trois groupes de pays. Nous donnons dans le tableau ci-dessous les listes des groupes. Avons-nous fait le bon choix ? Pour répondre à cette question, nous avons calculé les moyennes et les variances dans chaque classe, mais pour les attributs plus prépondérants que nous avons mis en évidence précédemment. Avant de commenter ces indices voyons d'abord la liste des pays.

<i>Groupe 1</i>	<i>Groupe 2</i>	<i>Groupe 3</i>
Togo	Congo	Côte d'Ivoire
Mali	Mozambique	Kenya
Benin	Cameroun	Tanzanie
Haute-Volta	Zaïre	Ouganda
Burundi	Sierra Leone	Somalie
Ethiopie	Liberia	Soudan
→	→	

(1) Adanson M. (1957) *Histoire du Sénégal, coquillage Paris, Bauche, 1957.*

Niger  
Rwanda  
Malawi  
Tchad  
Mauritanie

Nigeria  
Ghana  
Sénégal  
Madagascar  
Zambie

Le classement par groupe respecte l'ordre de la présentation de la classification hiérarchique (Graphique).

TABLEAU 25. CLASSIFICATION EN TROIS GROUPES DE VARIABLES, INDICATEURS ET SOURCES

	Groupe 1		Groupe 2		Groupe 3	
	m	f	m	f	m	f
MOPI	133	11,1	93,9	17,5	68,8	8,64
VTBM	-161,6	58,4	210,1	44,7	-316,3	11,8
HA M	4145,4	14871,3	1627,8	701,9	476,5	193,5
L'EAU	21,9	8,1	29,9	8,6	67	8,0
CALO	2963,3	165,6	2211,7	174,3	1574,5	136,2
PNBR	153,6	74,4	319,4	152,5	662,5	173,9
ALPH	12,2	6,1	30,2	16,2	39	10,5
SCOL	16,6	11,6	36,5	19,7	41,3	8,3
CRPU	10,3	4,3	21,8	10,2	26,3	13,3
TBNA	49,2	2,7	47,1	2,8	41,3	4,0
TBMO	24,1	1,2	19,5	2	13,5	0,5
ESPE	39,5	1,5	44,4	0,5	53	0,7

D'après le tableau des moyennes et des variables, nous constatons que cette partition en trois groupes est assez bonne. En effet toutes les variables les plus significatives suivent un certain ordre du groupe 1 au groupe 3 ; les moyennes sont strictement croissantes ou strictement décroissantes. Les variables strictement croissantes sont : (MOPI, LEAU, CALO, PNBR, ALPH, SCOL, CRPU, ESPE) et les autres (VTBM, HA M, TBNA, TBMO) sont strictement décroissantes, même pour d'autres variables des moins significatives, il y a un ordre du groupe 1 au groupe 3. D'une façon générale, 16 variables sur 20 suivent un ordre strict.

Il ressort de ces considérations que le premier groupe se caractérise par un niveau de mortalité post-infantile plus élevé, avec une moyenne de 133 ‰ contre 94 ‰ pour le second groupe et 69 ‰ pour le troisième. Le taux de mortalité générale suit la même évolution ; 241 ‰ (1er groupe) ; 19,5 ‰ (2ème groupe) ; 13,5 ‰ (3ème groupe). Vous vérifierez la même tendance pour l'espérance de vie à la naissance.

Le premier groupe est bien celui que nous avons à droite du plan factoriel ( $F_1$ ,  $F_2$ ) interprété précédemment. Ce groupe ne se localise pas à une région précise de l'Afrique. Les éléments de ce groupe se trouvent à l'Est, à l'Ouest et au Sud de l'Afrique tropicale. Ce sont les pays les plus défavorisés : les indices socio-économiques y sont les plus mauvais. Le nombre d'habitants par médecin 41.454, le pourcentage de la population ayant accès à une source d'eau potable 21,9 ‰, la quantité de calories consommée par jour et par individu, 2063, le produit national brut 53, l'alphabétisation des adultes 12,2 % et la scolarisation des jeunes filles 16,6 %. Le lecteur pourra comparer ces chiffres avec ceux des groupes 2 et 3.

Cette classification met donc en évidence l'importance des facteurs socio-économiques sur les phénomènes démographiques (ou peut-être, l'importance des phénomènes démographiques sur le niveau socio-économique) dans chaque pays.

## CONCLUSION

---

La mortalité post-infantile est de dimension multiple. Elle est fortement et positivement corrélée au niveau de la mortalité générale : les pays qui ont les quotients de mortalité post-infantile les plus élevés ont également les espérances de vie les plus basses. Il est évident que ce soit ces quotients qui réduisent les niveaux de l'espérance de vie. Le niveau de la mortalité post-infantile est tributaire du niveau socio-économique du pays ; plus ce niveau est mauvais, plus la mortalité post-infantile est élevée. La réduction du nombre d'habitants par médecin permettrait dans l'avenir de réduire le niveau de la mortalité post-infantile. Mais pour arriver au même but, il serait plus facile et moins coûteux d'améliorer les conditions d'hygiène de la population en permettant à un plus grand nombre d'avoir accès à une source d'eau potable. Il est possible de réduire de moitié le niveau actuel de la mortalité post-infantile en investissant au profit de la vulgarisation de l'eau potable, la moitié des investissements consentis pour l'infrastructure sanitaire.

L'un des facteurs les plus prépondérants du haut niveau de la mortalité post-infantile est le niveau d'alphabétisation des parents ; l'alphabétisation des adultes qui mesure le degré d'assimilation de la technologie moderne permet de réduire plus fortement la mortalité post-infantile que la mortalité infantile ; nous y reviendrons plus loin.

Ces conclusions doivent cependant être considérées avec réserve : les agrégats ne mesurent la situation socio-économique d'un pays donné qu'au niveau macro. Ils ne tiennent pas compte des différences régionales internes qui sont parfois très grandes. La mauvaise répartition des biens et des services qui existe dans la quasi totalité des pays de l'Afrique tropicale, montre qu'il faudrait descendre au niveau micro pour expliquer le phénomène de mortalité dans sa réalité. L'analyse des causes de décès doit prendre en compte toutes les caractéristiques individuelles. En classant les individus par groupes (les individus ayant les mêmes caractéristiques socio-économiques ou démographiques) on obtiendrait une matrice qui se prête bien à l'analyse en composante principale, et qui décrit mieux les facteurs de risque de la mortalité.

Quoi qu'il en soit, au stade actuel de la disponibilité des données en Afrique, notre analyse macro-démographique permet d'orienter les actions des responsables de santé publique ou des planificateurs qui tiennent à réduire le niveau actuel de la mortalité.

Le planificateur devrait agir sur les facteurs socio-économiques s'il veut réduire la mortalité post-infantile. Il pourra agir essentiellement dans un premier temps où les maladies infectieuses sont encore les causes cliniques les plus importantes sur les conditions d'hygiène (eau potable), le niveau d'alphabétisation des adultes qui permet quand il est bon, une bonne diffusion des connaissances essentielles pour prévenir ces maladies. Dans une deuxième phase quand les maladies infectieuses liées à l'environnement ont suffisamment diminué, il agira sur d'autres facteurs tels que l'infrastructure sanitaire : une bonne infrastructure sanitaire associée à une ignorance cruciale de la population sera toujours inefficace pour enrayer les maladies infectieuses.

# V

## INFLUENCE DES FACTEURS NON MESURABLES : US ET COUTUMES

“La mort ne peut s’analyser que sur fond de vie”.

LUCE GIARD

Chaque homme est nécessairement imprégné des us et coutumes de son pays, de son ethnie, de son village et surtout de sa famille. Toutes les activités d’un être humain portent toujours la marque des habitudes et des coutumes familiales. Les facteurs de la mortalité tels que le lieu d’habitation, la profession, la place occupée dans la hiérarchie sociale et la nourriture sont tous tributaires de ces deux éléments (us et coutumes). Ils exercent donc une grande influence sur la santé et ces corollaires que sont la survie et la mortalité.

Dans ce chapitre, nous cherchons à mettre en évidence à partir de quelques exemples, la contribution des facteurs non mesurables sur la mortalité post-infantile. Le plan à suivre est tout simplement l’évolution de l’enfant depuis la naissance jusqu’à l’âge de cinq ans exacts. En Afrique, on distingue en général trois grandes périodes dans la vie d’un enfant ; *“la première correspond en gros au temps d’allaitement ; la seconde prend l’individu aux alentours du sevrage, lui-même lié à la dentition de lait”*<sup>1</sup> ; la troisième se situe dans la période qui suit le sevrage. Pour cette dernière nous nous arrêtons, pour une question de commodité, à l’âge de quatre ans révolus.

### 1. LE TEMPS D’ALLAITEMENT

**“L’enfant au sein a des chances d’être sain, l’enfant au biberon court plus de risques d’être moribond”<sup>2</sup>.**

(1) ERNY P. *L’enfant et son milieu en Afrique Noire*, 1972.

(2) *Les cahiers de l’enfance : conférence de Lomé* (1972).

Parmi les causes non mesurables de la mortalité des 1-4 ans, il y a l'adoption aveugle de l'allaitement artificiel. Ce mode de nutrition du nouveau-né n'est pas mauvais en soi. Mais à cause de l'ignorance et surtout du bas niveau d'instruction des utilisateurs du lait en poudre, le biberon est devenu une calamité en Afrique tropicale. Le lait est donné en trop petite quantité ou trop dilué pour les raisons de pauvreté ; les mères ne suivent pas toujours le mode d'emploi prescrit par le fabricant, pour des raisons d'analphabétisme. Le biberon est aussi souvent utilisé sans avoir été stérilisé.

Les enfants nourris au biberon sont ainsi prédisposés aux maladies diarrhéiques qui sont presque inévitables dans les mauvaises conditions d'hygiène des foyers à faible revenu. Un cercle vicieux s'installe : *"maladies diarrhéiques, prise de nourriture réduite, début de malnutrition, appétit réduit, résistance amoindrie, réapparition de la diarrhée"*. Ce cercle vicieux est souvent rompu par le décès dû à une déshydratation de l'enfant, ou aux maladies de la malnutrition : le kwashiorkor et le marasme.

Par contre les enfants qui continuent d'être nourris exclusivement au sein entre 6 mois et 4 ans souffrent d'une insuffisance caractérisée d'apport énergétique. Au-delà de 6 mois, un enfant ainsi nourri est atteint d'une sous-alimentation croissante qui aboutit au marasme. Par ailleurs un enfant qui est "arraché" brusquement à l'alimentation au sein risque d'attraper un kwashiorkor avec marasme<sup>1</sup>.

L'allaitement au sein couvre habituellement les besoins énergétiques et vitaminiques de l'enfant durant les 6 premiers mois de la vie. Au-delà, le lait maternel demeure certes un excellent aliment, mais il ne suffit plus, à lui seul, pour couvrir les besoins de la croissance rapide de la petite enfance. C'est d'ailleurs pourquoi la croissance de l'enfant allaité au sein est satisfaisante durant les six premiers mois de la vie et se ralentit peu à peu, si à partir de cet âge il n'y a pas un supplément alimentaire pour équilibrer et varier la nourriture du nourrisson.

Le lait artificiel est commode pour la mère qui travaille hors de son foyer. Bien qu'il y ait eu des progrès sur le plan qualitatif et hygiénique, dans la fabrication industrielle du lait, *"le lait maternel reste inégalé pour l'alimentation de l'enfant durant les premiers mois de la vie"*<sup>1</sup>. Les caractères immunologiques du lait maternel ne peuvent pas encore être fabriqués en usine au stade actuel de nos connaissances. Lorsque la mère ne peut pas suivre les prescriptions du fabricant, elle augmente le risque de maladies mortelles.

(1) pour plus de détail, lire l'article de K. V. BARLEY "la malnutrition dans la région africaine" chronique OMS, 29 Septembre 1975 pp. 387-398.

“Le biberon est un instrument meurtrier”.

Sous ce titre, le Ministre de l'Education Nationale en Tanzanie, Godfrey A. Semiti<sup>1</sup>, écrit dans une lettre au groupe de travail Tiers-monde) :

“Les conséquences désastreuses qu'ont les laits de remplacement sur l'état alimentaire des bébés du Tiers-Monde proviennent de plusieurs raisons. C'est d'abord une publicité agressive des producteurs de produits alimentaires pour enfants qui pousse les mères à un abandon anticipé de l'allaitement gratuit, pour une alimentation au biberon qui revient par contre, très cher. Les mères vont utiliser un lait de remplacement trop dilué, d'une faible teneur en protéines et en énergie. Ces substances vitales étant alors absorbées en trop faible quantité, on assiste à l'apparition des symptômes typiques de la malnutrition en protéines et en calories (P.C.M. protein calory malnutrition), d'où s'ensuit fréquemment la mort de l'enfant...

Les mères qui passent de l'allaitement au biberon sont souvent trop ignorantes de tout ce qui concerne l'hygiène alimentaire et ont tendance à utiliser les biberons dans les conditions qui sont un défi aux règles de l'hygiène. Cela conduit à des infections gastro-intestinales, et les suites peuvent en être extrêmement néfastes. Il n'est donc nullement étonnant que l'on ait constaté, là où des études ont été effectués, que l'emploi du biberon allait de pair avec un accroissement de la mortalité "des enfants", du simple au triple"<sup>2</sup>.

Beaucoup de femmes utilisent le biberon par snobisme. Elles suivent une mode dépassée : depuis longtemps dans les pays développés, il y a un retour massif vers le lait maternel. Les jeunes femmes qui travaillent préfèrent mettre leur congé à profit pour allaiter naturellement leurs bébés. Au Cameroun par exemple les congés de maternité durent 3 mois ; 14 semaines (6 semaines avant l'accouchement et 8 après) ; les femmes qui allaitent devraient savoir que le lait de la maman protège mieux l'enfant durant cette période.

La diversification progressive de l'alimentation par introduction de farines pour bouillies ne doit pas intervenir avant l'âge de 4 mois ; d'après les nutritionnistes, cela ne présente aucun avantage particulier.

---

(1) DUPIN H. RAIMBAULT. *Les troubles nutritionnels chez la mère et l'enfant*, 1978.

(2) *Nestlé contre le bébé ?* (1978).

## 2. LA PERIODE DE SEVRAGE

Tout enfant a été ou sera sevré. Le sevrage est le trait d'union entre l'alimentation du nouveau-né constituée exclusivement du lait et celle des adultes. La survie de l'enfant dépend complètement de la façon dont il a été sevré. La période du sevrage s'étend du moment où l'on introduit le premier aliment adulte jusqu'à celui où l'enfant ne prend plus de lait comme aliment principal.

A partir de 6 mois le lait maternel, à lui seul, n'est plus suffisant pour les besoins biologiques de l'enfant, il faut nécessairement un aliment complémentaire équilibré en glucides, protéines, vitamines et sels minéraux. Beaucoup d'auteurs<sup>1</sup> sont d'avis qu'en Afrique, le sevrage est brusque et brutal ; l'enfant qui était à un allaitement prolongé se voit brusquement mis devant le plat familial, sans transition, sans préparation. Etant peu combattif au cours de son repas familial et affecté par l'abandon brusque, le tout petit ne récolte que la composante hydrocarbonée du sein du menu familial et s'achemine ainsi progressivement vers les maladies et les risques de situations de carence.

Evidemment d'une ethnie à l'autre, on discerne toujours les différences dans les modalités concrètes selon lesquelles s'effectue le sevrage. C'est ainsi que quelques exemples concrets de ce processus au Cameroun nous montrent que le sevrage n'est pas toujours brusque en Afrique Noire — Tsama Amougou cite trois exemples caractéristiques :

Chez les Bamiléké nous rapporte-t-elle, jusqu'à l'âge d'un an, l'enfant est exclusivement au sein, puis il commence à manger de la patate pilée ou du couscous. Il ne mangera jamais de protéines animales telles que la viande ou l'œuf, de peur qu'il ne vole plus tard. Pour sevrer définitivement le nourrisson, la mère s'enduit le mamelon d'une mixture d'herbes amères, dans le but de dégouter le jeune enfant du sein. — Dans les cas du sevrage accidentel (décès de la mère, maladies ou nouvelle grossesse), si le bébé a moins de six mois, il sera allaité par sa grand-mère maternelle

- (1) P. CANTRELLE. *Niveau, types et tendance de la mortalité, 1973. Conférence de Lomé (UNICEF) (1972).*  
LOWEMBERG M.E. *L'homme et sa nourriture, 1971.*  
ERNY P. *L'enfant et son milieu en Afrique Noire, 1972.*  
Jacqueline MONDOT BERNARD. *Les relations entre fécondité et la mortalité aux jeunes âges et la nutrition en Afrique, 1977.*  
BELLONCLE et FOURNIER. *Santé et développement en milieu rural africain, 1975.*  
Henri-Anne-Marie RAIMBAULT. *Les troubles nutritionnels chez la mère et l'enfant, 1978.*
- (2) LOWEMBERG M.E. (*op.cit.*).

ou un autre membre de la famille maternelle. Mais on aura pris soin au préalable, de purifier les seins de l'intéressée par un guérisseur. Si le bébé a plus de six mois, on mettra l'enfant immédiatement au régime adulte.

Chez les Haoussa et chez les Foulbé, dès deux mois, parfois plus tôt, avant le bain du soir, l'on fait boire au bébé une décoction de mil écrasé, on lui fera aussi avaler du beurre frais afin de l'engraisser et lui assurer un sommeil profond. A partir de 6 mois, il sera soumis au régime de bouillie épaisse et de bouillon de viande sans sel. (Le sel affaiblit les articulations et constipe). On ne lui donnera jamais d'œuf (il risque de demeurer muet), ni de viande (il aura des parasites intestinaux. — L'enfant ne pourra manger vraiment qu'après avoir maîtrisé la marche. Le sevrage ne surviendra que plus tard, vers 18 mois, 2 ans. — Pour sevrer définitivement l'enfant, la mère s'enduit les mamelons des cendres mélangées à de l'eau dans le but de dégoûter l'enfant et d'arrêter la montée de lait. Si une nouvelle grossesse de la mère survient, le sevrage est immédiat.

Chez les Béti, dès que l'enfant a atteint une semaine, on lui fait manger de la pulpe de banane mûre râpée après son bain, ensuite la maman complète le repas par une tétée. Vers un mois, il prendra du manioc cuit mâché. Cette alimentation pallie la gestion rapide du lait maternel et permet ainsi à la mère de vaquer à ses tâches ménagères. — L'enfant ne mangera pas de viande pour qu'il n'ait pas de vers, l'igname lui est interdit, (s'il en mange, il ne va pas vite parler). Autour de 18 mois la mère s'enduit les mamelons d'une mixture de feuilles amères ou de piment afin de sevrer le nourrisson.

Nous concluons à partir de ces trois exemples que le processus du sevrage varie d'une ethnie à l'autre. Le sevrage n'est pas toujours brusque, même si les aliments de sevrage ne sont pas nécessairement adaptés, ou donnés à l'enfant dans les conditions d'hygiène souhaitables. Plutôt que la rupture brusque de l'allaitement au sein, ce sont les habitudes liées aux aliments de sevrage qui expliquent les nombreux accidents de sevrage observés. Le kwashiorkor par exemple survient quand au moment du sevrage, l'aliment de base devient l'élément essentiel de l'apport alimentaire, sans être complété par un aliment riche en protéine (lait, poisson, viande, œuf etc...). L'apparition du kwashiorkor peut être due aussi à *“la perturbation psycho-sociale qu'éprouve un enfant qu'on sèvre brusquement en l'éloignant de sa mère”*. C'est ce qui se fait dans certaines régions au Rwanda.

Les causes des accidents du sevrage sont nombreuses :

— les causes alimentaires, parfois du fait de la rareté des denrées ;

- la faiblesse du pouvoir d'achat qui ne permet pas d'accéder aux aliments les plus adéquats (protides et autres suppléments) ;
- l'ignorance des besoins alimentaires spécifiques de l'enfant selon l'âge ;
- l'adoption aveugle de l'allaitement artificiel (usage du biberon sans aseptisation) ;
- le sevrage brusque : (l'enfant est subitement mis au régime des adultes pour des raisons culturelles ou accidentelles).

L'incidence de ces accidents se traduit sur la mortalité juvénile, par la fréquence élevée des causes de décès liées à la nutrition et par l'importance de la malnutrition entre 0 et 4 ans révolus. Dans certaines populations, la récrudescence de décès après deux ans (âge moyen au sevrage) dans certaines populations est, à elle seule, assez éloquente.

Nous avons vu que le niveau d'instruction des parents était plus prépondérant comme facteur de la mortalité post-infantile que facteur de la mortalité infantile. *“La mère africaine est perçue non seulement comme celle qui nourrit, mais aussi comme celle qui apaise toute tension survenant chez le nourrisson, de l'intérieur ou de l'extérieur, par le sein qu'elle lui donne. Elle se tient à sa disposition pour satisfaire immédiatement, sans le soumettre à l'attente, ses besoins et ses envies. La mère est essentiellement présente, proximité rassurante et apaisante”*. Ceci pourrait expliquer, qu'à un âge où seul le lait maternel reste suffisant pour les besoins énergétiques de l'enfant, où le rapport mère enfant est exclusif, le niveau d'instruction soit moins important comme cause indirecte de décès d'enfant. Alors qu'avec le sevrage c'est-à-dire : *“après l'abandon forcé de la relation exclusive et affectivement très chargée avec la mère, l'enfant devient plus fragile, le développement psycho-moteur stagne, les accidents ne sont pas rares, sous forme de maladies infectieuses, d'anoxerie, de dénutrition”*<sup>1</sup>. Un niveau suffisant d'éducation (instruction), permettrait à la mère de faciliter le passage à l'enfant.

Cette dernière observation montre qu'il existe bien une relation entre mortalité et sevrage (dans le sens sevrage-mortalité, dans l'autre sens, c'est évident) même si cette relation est faible. — L'effet du sevrage sur la mortalité est beaucoup plus évident quant il s'établit par l'intermédiaire de la fécondité, c'est-à-dire quant l'enfant est sevré pendant la grossesse suivante.

(1) ERNY P. *L'enfant et son milieu en Afrique Noire, 1972.*

Rappelons les conclusions de Cantrelle P. à la suite de cette enquête. L'intérêt de cette conclusion vient du fait qu'elle prend le contre-pied de ce qui est généralement admis : la malnutrition de la période qui suit le sevrage est responsable de la surmortalité aux jeunes âges.

“Il a été calculé que lorsque le sevrage a lieu entre 12 et 18 mois, le quotient de mortalité atteint près de 500 pour mille, contre près de 200 pour la mortalité générale du même groupe d'âge. En fait dans cette population, si l'âge moyen au sevrage est de 14 mois environ, le nombre d'enfants sevrés entre 12 et 18 mois est relativement faible, et les décès atteignant ces cas pèsent sur la mortalité à partir du 9<sup>ème</sup> mois, culminant vers 18 mois, c'est-à-dire avant l'âge moyen au sevrage. C'est donc la période située avant le sevrage qui est en cause :

“l'allaitement maternel est insuffisant en qualité à partir de 6 à 9 mois, ainsi que la valeur de l'alimentation de remplacement, pendant que l'enfant doit faire face au contact infectieux et acquérir sa propre immunité, l'éventail des infections étant plus large en milieu tropical... La synergie entre malnutrition et infection expliquerait la structure particulière de la mortalité selon l'âge dans les pays tropicaux, montrant entre 6 mois et cinq ans une courbe convexe au lieu de la courbe concave observée dans les pays méditerranéens et européens, qu'il s'agisse de l'Europe actuelle ou ancienne”.

Cette conclusion reste tout de même très discutable, car les principales causes de décès juvéniles sont liées à la malnutrition qui se situe en général dans la période qui suit le sevrage. Fort de cet argument nous croyons que même si la malnutrition trouve ses prémices pendant l'allaitement, elle est fortement tributaire des aliments du sevrage et surtout de la signification de ce phénomène en Afrique tropicale.

### 3. APRES LE SEVRAGE

Le sevrage a en effet une signification profonde dans la vie de l'enfant et de la femme africaine. Le sevrage est le premier pas de l'enfant dans sa vie d'adulte. — Dans plusieurs régions, il signifie que l'enfant est déjà un petit homme, il peut faire des petites commissions ; il est capable de manger seul, de jouer avec les autres enfants et de se passer pour l'essentiel de sa mère. — L'enfant ne peut plus toujours suivre ses parents au champ, au travail, au marché. L'enfant se “débrouille”, il n'a plus besoin de surveillance, de soin, ni même d'éducation particulière. “La fréquentation de centres de santé baisse rapidement après la deuxième année de vie. Il devient d'ailleurs plus difficile d'y amener ce gamin lourd qui court et se fatigue ; la mère n'en comprend guère la nécessité”.

La mère peut enfin laisser l'enfant sevré pour vaquer à ses travaux. Elle peut reprendre les relations sexuelles avec son époux, elle peut de nouveau concevoir sans craindre les blâmes de la famille ; enfin plusieurs interdits alimentaires qui étaient imposés sont levés parce que la mère n'est plus susceptible de transmettre leurs méfaits au nourrisson par le lait.

La période qui suit le sevrage est caractérisée par une sensibilité accrue aux actions du milieu qui peuvent entraîner la mort. L'enfant a besoin dans cette période d'une protection sanitaire et sociale jusqu'au moment où il va aller à l'école.

Après le sevrage, l'enfant vient de perdre sa source principale de protéines qui est le lait maternel et patauge par ailleurs dans la boue et boit indifféremment l'eau des marigots ou des torrents qui alimentent les agents infectieux. Le lait maternel est remplacé par les féculents riches en amidon, des bouillies de manioc ou de maïs, du plantain ou de l'igname tous pauvres en protéine. Comme nous l'avons vu dans les exemples, les aliments à base de protéines sont rares dans le menu de l'enfant, soit à cause de la pauvreté, soit à cause des croyances et des tabous.

Pour ces différentes raisons, les enfants souffrent souvent dans cette période des maladies nutritionnelles (pellagre, scorbut, rachitisme, anémie, kwashiorkor et marasme). Une étude de K.V. Bailey<sup>1</sup> montre que beaucoup d'hôpitaux africains, surtout les grands hôpitaux généraux, reçoivent un grand nombre d'enfants atteints de la malnutrition protéino-calorique grave.

“Bien que les populations desservies par ces hôpitaux ne soient pas nécessairement représentatives de l'ensemble de la population du pays, il apparaît dans chaque cas que les problèmes nutritionnels constituent effectivement une cause importante d'hospitalisation chez les enfants et que 6,5 % à plus de 50 % des admissions sont dues à la malnutrition. Les taux de létalité parmi les enfants atteints de malnutrition sont relativement élevés (21-42 %) et il en va de même du taux de mortalité juvénile dû à cette cause, 18 %. Ces chiffres sous-estiment certainement l'importance de la malnutrition parmi les enfants hospitalisés, car ils ne portent que sur des cas avérés de malnutrition protéino-calorique (kwashiorkor et marasme)<sup>2</sup>. “La malnutrition est donc un problème de santé publique majeure et devrait apparaître sur tout rapport de statistiques sanitaires, si on veut éviter la spirale

(1) Bailey K.V. *La malnutrition dans les régions africaines*, 1975.

(2) Bailey K.V. (*op.cit.*).

infernale décrite par le Dr. H. Manler<sup>1</sup>. "Des parents pauvres et mal nourris donnent naissance à des enfants mal nourris, lesquels deviendront à leur tour des parents pauvres et mal nourris".

Les us et les coutumes, sont donc des facteurs non mesurables, mais non négligeables de la mortalité juvénile. -- Leur influence sur la nutrition de l'enfant est indéniable : elles agissent par le biais des interdits sur le choix des plats pour l'enfant et par le biais du mode de vie sur la qualité de la nourriture.

Traditionnellement, l'allaitement au sein était fait dans des conditions un peu trop naturelles sans tenir compte des règles élémentaires d'hygiène. Grâce au pouvoir immunisant du lait maternel, les enfants n'étaient pas autant exposés au risque de mortalité, qu'avec l'allaitement artificiel qui se propage de plus en plus.

Le lait en poudre sans précaution adéquate est un véritable fléau pour les enfants de l'Afrique tropicale. Le nombre de décès dûs à ce mode de nutrition est anormalement élevé, comme aussi le nombre de décès dûs aux conditions du sevrage.

Le sevrage, qu'il soit brutal ou tardif, a les mêmes conséquences sur la survie de l'enfant ; l'enfant abandonné à lui-même consomme très souvent une nourriture inadaptée pour son âge (2 ans environ). C'est ce qui explique ainsi le niveau élevé de la malnutrition et des décès dûs à cette cause dans certaines régions.

Il est convenable de procéder à une véritable éducation nutritionnelle qui devrait permettre de lutter contre les malnutritions protéino-caloriques, qui sont les conséquences des habitudes et coutumes en Afrique tropicale. — Il faudra enseigner aux mères d'enfants, pendant la période de gestation, ce qu'il convient de donner à manger à l'enfant à mesure qu'il grandit, en insistant surtout sur la diversification de l'alimentation à chaque période de la vie de l'enfant et surtout comment utiliser les produits disponibles localement.

Ne pas oublier enfin que l'évolution des moeurs, l'urbanisation, le travail hors de chez soi etc... incitent les mères à sevrer tôt leurs enfants. C'est bien de condamner les méfaits des laits et farines achevés, mais la solution semble passer par leur utilisation dans des conditions satisfaisantes, conditions qui, actuellement ne sont pas remplies, parce que les mères ignorantes sont mal sensibilisées aux problèmes.

(1) Manler, *le courrier (op. cit.)*.

## CONCLUSION

---

Au terme de ce tour d'horizon sur la mortalité post-infantile, nous avons conscience d'avoir seulement soulevé des questions avec des éléments de réponse.

Le niveau de la mortalité post-infantile en Afrique tropicale est exceptionnel. Les quotients de mortalité juvénile sont dans les pays de l'Afrique tropicale 30 fois supérieurs à ceux des pays les plus favorisés (30 décès pour 1000 chez les premiers contre 1 pour 1000 chez les seconds).

On constate donc que malgré les progrès scientifiques réalisés ces dernières années, les problèmes de survie restent alarmants et difficiles à résoudre. Les enfants continuent à mourir des maladies infectieuses et parasitaires. Quand ailleurs le principal problème des jeunes enfants est l'obésité, ici c'est celui d'un déficit pondéral qui n'est qu'un corollaire du déficit calorique de la nutrition du jeune enfant.

Les médecins et les équipements sanitaires étaient et restent encore concentrés dans les centres urbains, laissant ainsi pour compte 80 % de la population qui vit en milieu rural. Or c'est justement en milieu rural que les taux de mortalité sont les plus élevés, où l'ignorance des ruraux doit être compensée par un plus grand encadrement sanitaire.

L'équipement sanitaire et le nombre de médecins ne doivent pas être évoqués comme les conditions sine qua non de la réduction de la mortalité des enfants. On pourrait arriver au même résultat (réduction de la mortalité) en jouant seulement sur la disponibilité en eau potable et sur le niveau culturel de la population. En effet, la structure des causes de décès où prédominent les maladies infectieuses n'a besoin que de meilleures conditions d'hygiène pour être modifiée ou pour voir disparaître certaines maladies infectieuses. En Europe au XIX<sup>e</sup> siècle, l'amélioration des conditions de vie a joué un grand rôle dans la lutte contre les causes exogènes de décès.

Le risque de mortalité chez les enfants de 1—5 ans est en rapport étroit avec l'environnement dans lequel ils vivent :

- après les six premiers mois de vie et avant 5 ans exacts, les facteurs de l'environnement jouent un rôle très important dans la vie de l'enfant. Cette situation, Malthus l'a constatée en Angleterre au XVIII<sup>e</sup> siècle. *"Parmi les enfants qui meurent chaque année,*

*il y en a une bien trop forte proportion chez les gens que l'on peut supposer incapables de donner à leur progéniture une nourriture et des soins convenables, exposés qu'il sont, périodiquement, à une cruelle misère, et réduit, peut-être, à un habitat malsain et à un travail pénible*"<sup>(1)</sup>.

La mortalité post-infantile en Afrique tropicale est exceptionnelle dans ces caractéristiques : son niveau est l'un des plus hauts du monde ; sa structure présente quelquefois une anomalie entre 1 et 4 ans révolus quand on la mesure par le quotient de mortalité ; son évolution est lente en comparaison à celle des pays développés qui connaissaient un niveau de mortalité semblable au XIX<sup>e</sup> siècle ; les maladies infectieuses restent les principales causes de décès.

Le problème de la mortalité post-infantile doit être abordé au niveau micro-démographique. L'étude multifactorielle prenant en compte les caractéristiques globales (les agrégats) donne une idée grossière des facteurs de risque. Seule une telle étude dont les variables seraient des caractéristiques individuelles pourraient permettre de mesurer les aspects actuels de la mortalité post-infantile en Afrique tropicale.

L'importance des habitudes et des coutumes ne devrait pas être négligée. Leur connaissance pourrait aider à corriger certaines erreurs comme cette nouvelle tendance à nourrir les enfants au lait artificiel. L'allaitement au sein est très pratiqué en Afrique tropicale, cette situation doit être encouragée. Les parents doivent être éduqués pour aider leurs enfants à traverser la période du sevrage (vers 2 ans). Le moment du sevrage est une période à haut risque de mortalité ; le faible pouvoir d'achat et le manque d'éducation amènent les parents à donner un lait trop dilué à leurs enfants, et ceci, dans des conditions d'hygiène déplorable. La malnutrition qui en résulte augmente la pré-disposition aux infections et les maladies infectieuses agissent sur la malnutrition par synergie.

Nous avons espoir que plusieurs chercheurs vont se lancer dans des études en vue d'expliquer plus en détail les facteurs des aspects particuliers de la mortalité post-infantile en Afrique tropicale. Mais avant toute chose, il faudrait collecter des données ; il serait souhaitable d'organiser une opération de collecte de données couvrant plusieurs pays de la zone, avec la participation d'un groupe multidisciplinaire : médecins, guérisseurs, sociologues, nutritionnistes et autres personnes dont la profession permet de se consacrer à une telle recherche. Ceci permettrait d'avoir une base de travail solide qui se fonde sur les faits vraiment observés.

---

(1) MALTHUS T.R. *Essai sur le principe de population*, 1978.

Le niveau de la mortalité post-infantile va continuer à baisser, et atteindre un jour le niveau qui prévaut partout ailleurs ; cette baisse pourrait être accélérée grâce à plus d'efforts dans le domaine de la santé primaire et de la médecine préventive qui se fonde sur l'amélioration de l'hygiène du milieu de vie et de la nutrition. Mais en attendant, le risque de mourir avant le cinquième anniversaire qui est estimé à 1 sur 50 pour le monde industrialisé, reste particulièrement élevé en Afrique où il peut se chiffrer à 1 sur 3.

## BIBLIOGRAPHIE

---

- BAILEY K.V. "La malnutrition dans les régions africaines".— *Chronique de l'OMS* n° 19 Septembre 1975, 399 p.
- BANQUE MONDIALE "*Rapport sur le développement dans le monde 1979*".— Washington, Banque Mondiale 1979, 205 p.
- BEHM H. "*La mortalité de la petite enfance : proposition pour un cadre de recherche coopérative inter-centre*".— CICRED 1969, multigr. 8 p.
- BELLONCLE G. et FOURNIER G. "*Santé et développement en milieu rural africain*".— Paris, Editions ouvrières, 1975, 236 p.
- BELS ANNE "*Fécondité, mortalité de l'enfance dans une zone rurale de la Côte d'Ivoire. Enquête pilote chez les potières Mangoro de Katiola*".
- BENGOA S.M. "Recent trends in public health nutrition proceedings of the eighth International congress on nutrition" Amsterdam, 1969, *Excompta Medica International congress, series* n° 213.
- BENGOA S.M. "La malnutrition". *Chronique OMS* n° 28 Janvier 1974, 5 p.
- BENZECRI J.P. "*L'analyse des données. Tome I : Taxinomie*", Paris, DUNOD, 1973, 615 p.
- BENZECRI J.P. "*L'analyse des données. Tome II : l'analyse des correspondances*" Paris, DUNOD, 1973, 619 p.
- BERTHET E. "La politique sanitaire internationale dans les pays du Tiers-Monde" in *Le Courrier* n° 53 jan—fév. 1979 pp. 34 à 37.
- BLAYO Y. "Mortalité : Niveaux" in *Afrique Noire Madagascar, Comores : démographie comparée. Tome II*, Paris INSSEE-SC-INED, 1067, pp. IV-5 à IV-50.

- BOURGEOIS-Pichat J. "La mesure de la mortalité infantile". *Population*, 1951,
- BOURGEOIS-Pichat J. "Les causes de décès". *Population*, 1951, n° 3 pp. 459-480.
- BOURGEOIS-Pichat J. "Analyse de la mortalité infantile". *Bulletin démographique, Nations-Unies* n° 2 Octobre 1952.
- BOURGEOIS-Pichat J. "Perspectives d'avenir de la baisse de la mortalité dans le monde". *Bulletin démographique, Nations-Unies* n° 11 1978, pp. 14-19.
- BRASS W. "The construction of life tables from child survivorship ratios". International population conférence. New-York, 1961.
- BRASS W. "The demography of french speaking territories covered by special sample inquiries : Upper Volta, Dahomey, Guinea, North Cameroon, and other areas in the Demography of Tropical Africa. Princeton University press second printing 1973 pp. 342-439.
- BRASS W. "The estimation of fertility and mortality from defective vital registration records".
- BROAD N. "Comparaison des tables-types de mortalité". Séminaire de formation et de recherche, I.F.O.R.D., 11-12-1981.
- CANTRELLE P. "Mortalité : Facteur" in *Afrique Noire, Madagascar et Comores : démographie comparée*. Tome II, Paris, INSEE-SC-INED, 1967, pp. IV-4 à IV-65.
- CANTRELLE P. "Mortalité du jeune enfant en Afrique intertropicale" in *les Carnets de l'enfance* Geneva, 1971, n° 15 pp. 91-108.
- CANTRELLE P. "Niveau, types et tendances de la mortalité" in *croissance démographique et*

- évolution socio-économique en Afrique de l'Ouest. *Population Council* 1973, pp. 137—165.
- CANTRELLE P. "Allaitement, Mortalité de l'enfance et fécondité dans une zone ruralesénégalaise *Bulletin de liaison* n° 2, 1977 pp.
- CANTRELLE P. "Orientation et méthodes de la recherche sur les aspects médicaux de la mortalité des enfants dans le Tiers-Monde". Louvain-la-Neuve, Chair Quetelet 1979, p.
- CHAIR QUETELET 79 La mortalité des enfants dans le Tiers-monde".
- CEA "Dynamique de la population fécondité et mortalité en Afrique". Monrovia ST/ECA/SERA/I UNFPA Proj. n° RAF/78/p. 17 1979, 885 p.
- CICRED "Seminar on infant mortality" in relation to the level of fertility. Bangkok, 6—12 May 1975, 3767 p.
- CLAIRIN R. "Evaluation de la mortalité infantile et juvénile d'après les données disponibles en Afrique tropicale, *Population Council*, 1968, p. 267—285.
- CLAIRIN R. "Ajustement des données imparfaites". Paris, INED—INSEE—ORSTOM—SEAE, 1973, 183 p.
- COALE ET DEMENY "Regional model life tables and stable population". Princeton University Press 1964, 871 p.
- CONDE J. "Transition démographique appliquée à l'Afrique tropicale". Paris, OCDE, 1973, 227 p.
- CONDE J. "Quelques aspects démographiques des ressources humaines en Afrique". Paris, OCDE, 1973, 239 p.

- COURBAGE, FARGUES *“Utilisation des décès incomplètement déclarés à un recensement pour estimer les indicateurs de la mortalité – cas du Cameroun, Congo, Togo,”*. Colloque de démographie d’Abidjan, la mortalité pp. 124–154.
- DACKAM N.R. *“La mortalité juvénile en Afrique tropicale”*. Yaoundé, Mémoire de Recherche, 1981, 140 p.
- DACKAM NGATCHOU R.  
DJOUMESSI J.B. *“Surmortalité juvénile en Afrique tropicale : mythe ou réalité”*. Yaoundé, étude de cas I.F.O.R.D., 1980, 70 p.
- DEPOUX L. *“Mortalité infantile et juvénile chez les BWA-BA de Haute-Volta”*. Quelques résultats d’une enquête ayant porté sur les neuf villages de l’Ouest-Voltaïque pp. 66–64.
- DISAINE B. *“Le niveau de la mortalité à Madagascar en 1972,”*
- DISAINE B. *“La mortalité juvénile en Afrique tropicale et à Madagascar”* in *Ny-Mponinli-Mada-Gasikara*, Tananarive, 1979, pp’ 67–69.
- DUCHENE J. *“Etude de la mortalité à Abidjan en 1975 à partir de l’Etat civil : mortalité, mortalité infantile et juvénile”*. Colloque de démographie d’Abidjan : Mortalité pp. 73–123.
- DUCHENE J. *“Un essai de modélisation de la répartition des décès selon l’âge et la cause dans les pays industrialisés”*. Louvain-la-Neuve, CABAY, 1980, 182 p.
- DUPIN, H. et RAIMBAULT, *“Les troubles nutritionnels chez la mère et l’enfant”*. ISSY-Edition St. Paul 1978, 127 p.
- ERNY P. *“L’enfant et son milieu en Afrique Noire”*. Paris Payot, 1972, 310 p.

- GAISIE S.K. "Levels and pattern of infant and child mortality in Ghana". *Demography*, Vol. 12 n° 1 February 1975.
- GARENNE M. "The Age pattern of infant and child mortality in Ngayokhene". *Pennsylvania—Working Paper* n° 9—33 p.
- GORDON J.E. "Demography characteristics of death in eleven punjab villages, India". *Journal of medical research*, n° 51, pp. 305—312.
- GORDON J.E., J.B. NYON ET ASCOLI W. "The second year death rate in less developed countries". *The american journal of medical sciences* n° 254, pp. 357—380.
- GROUPE DE TRAVAIL Tiers-Monde de Berne "*Nestlé contre les bébés ?*". un dossier réunie par le groupe de travail Tiers-monde de Berne, Grenoble, Maspero cahiers libres n° 248, 1978, 192 p.
- HENRY L. "*Analyse et modèle*". Paris-La Rousse, 1972, 191 p.
- I.F.O.R.D.-CIRES "*Les actes du colloque de démographie d'Abidjan (22—26 janvier 1979) sur la mortalité*". Abidjan, 1980, 222 p.
- LACCMBE B. "*Fakao Sénégal, dépouillement des registres paroissiaux et enquête démographique rétrospective, méthodologie et résultat*".
- LE COURRIER n° 53 Janvier Février "La santé dans les Etats ACP" (anonyme) pp. 32 62.
- LEDERMANN S. "Nouvelles tables-types de mortalité" *Travaux et documents de l'INED*, Paris, PUF, 1969, 260 p.
- LEDERMANN S., BREAS. "Les dimensions de la mortalité" *Population*, n° 4, 1959, pp. 637—682.

- LEVY M.L. "La mort des petits enfants". Paris, INED, *Population et Société* n° 149, 1981, 3 p.
- LORIAUX M. "La mortalité des enfants et les indicateurs socio-economiques de développement : une vision mondiale", in *la mortalité des enfants dans le monde et dans l'histoire*, Liège, Ordina, 1980, 117 p.
- LOWENBERG M.E. "*L'homme et sa nourriture*". Paris, Nouveaux Horizons, 1971, 264 p.
- MALTHUS T.R. "*Essai sur le principe de population*". traduction de ERIC VILQUIN. Paris, PUF, 1980, 166 p.
- MASSE N.P. "Développement physique et santé du petit enfant" in *l'enfant en milieu tropical* n° 36, Paris, centre international de l'enfance, 1973, 36 p.
- MASSE P., GOUJON J. "*Statistiques démographiques et sanitaires dans l'enfance*".
- MOLLARD E. "Le niveau de la mortalité aux âges jeunes et présentation des causes de décès. Le cas du Ghana" (Chair Quetelet, 1979 : *La mortalité des enfants dans le Tiers monde*. Louvain-la-Neuve, ORDINA, 1979, pp.
- MONDOT B.J. "*Les relations entre fécondité et la mortalité aux jeunes âges et la nutrition en Afrique*". Paris, OCDE, 1977.
- NAU J.Y. "Les maladies virales dans les pays du Tiers-Monde". *Le Monde* (quotidien Français) n° 11172 du 31 Décembre 1980.
- NSAMA AMOUGOU "*Les problèmes psycho-sociaux du sevrage*". Yaoundé, ENEAS, 1975.

- PRESSAT R. *“Analyse démographique”*. Paris, PUF 1969, 318 p.
- NATIONS UNIES *“Foetal, infant and early childhood mortality, II, Biological, social and economic factor”*. New-York, Nations Unies, 1954, 44 p.
- NATIONS UNIES *“Schémas de variation de la mortalité selon l’âge et le sexe. Tables-types de mortalité pour les pays sous-développés”* ST/SOA/série A/22.
- NATIONS UNIES Manuel IV, *“Méthode permettant d’estimer les mesures démographiques fondamentales à partir des données incomplètes”*. New-York 1969. ST/SOA/Series A.42, 135 p.
- NATIONS UNIES *“Annuaire statistique démographique”*. (1977–1978).
- NATIONS UNIES *Bulletin démographique des Nations Unies n° 6* *“traitant plus particulièrement de l’état et de l’évolution récente de la mortalité dans le monde”*. New York, Nations Unies, 1962, 220 p.
- NATIONS UNIES *“Bullectin démographique des Nations Unies n° 11*. New-York, Nations Unies, 1980, 77 p.
- NATIONS UNIES-OMS *“Délibérations de la réunion sur les facteurs et les conséquences socio-économiques de la mortalité”*. New-York, 1979, 622 p.
- OMS et le Ministère de la Santé (Freetown) *“Infant and early childhood mortality in relation to fertility patterns”*. (report on an ad-hoc survey in Greater Freetown, the Western Agea and Makeni in the Nothern Province, Sierra-Leone”. Geneva, OMS, 1980, 182 p.

- OMS et INSP (Alger) “*Mortalité infantile et juvénile en rapport avec les tendances de la fécondité*” (rapport d’une enquête ad-hoc dans le quartier d’EL Median (Alger) et les communes de Birtouta et Chelli (Wilaya d’Alger) 1974-1975. Geneva, OMS, 1980, 119 p.
- OMS et Ministère de la Santé (Khartoum) “*Infant and early childhood mortality in relation to infertility patterns* (report on an ad-hoc survey in Greater Khartoum and in the Blue Nile, Kassala and Kordofan Province 1974-1976. Geneva, OMS, 1981, 165 p.
- RETEL-LAURENTIN A.  
BENOIT D. “Infant mortality and birth intervals” *Population Studies*, Vol. 30, n° 2, Juillet 1976, pp. 279-294.
- SURAUULT P. “L’inégalité devant la mort”. Paris, *Economica*, 1979, 138 p.
- TABUTIN D. “Mortalité infantile et juvénile en Algérie”. Paris INED-PUF, *Travaux et Documents*, n° 77 1976, 275 p.
- TABUTIN D. “Reflexion critique sur l’utilisation et l’enseignement des techniques indirectes en Démographie”. Louvain-la-Neuve, CABAY, *Working Paper* n° 99, 1981, 15 p.
- TABUTIN D. “*Mortalité des enfants dans les pays en développement, observation et analyse*” Chair Quelelet 1979 Louvain-la-Neuve, ORDINA, 1979 pp. 13- 73.
- VALLIN J. “La mortalité par génération en France depuis 1899”. Paris, INED, *Travaux et Documents* n° 12 1973.
- VAN DE WALLE E. “La mortalité de l’enfant au XIX<sup>e</sup> siècle

- à Paris et dans le département de Seine". *Population*, n° 1, 1974, pp. 89–107.
- WALTISPERGER D. "La mortalité" in *Sources et analyse des données démographiques*, INED-INSEE-ORSTOM-SEAE, 3<sup>ème</sup> partie ed. partielle, 1976, 126 p.
- WUNSCH G. "*Méthode d'analyse démographique pour les pays en développement*". Louvain-la Neuve, ORDINA, 1978, 202 p.
- WUNSCH G. "Le calcul des années vécues, problèmes de cohérence dans l'établissement des tables de mortalité". Louvain-la-Neuve, CABAY, *Working Paper* n° 101, 1981, 12 p.
- WUNSCH G. LAMBERT A. "Life styles and death-styles differentials and consequences of mortality trends". *Working Paper* n° 103, 1981, 24 p.

# ANNEXES

**MATRICE DES DONNÉES**

NOM J (J)	MOPI	MOIN	VTBN	VTBM	HA/M	LEAU	CALO	PROT	ACFE	PRAL	PNBR	ALPH	SCOL	CRPT	CRPA	CRPU	TBNA	TBMO	ISFE	ESPE	
<b>PJ (J)</b>	<b>3116.</b>	<b>5099.</b>	<b>-1150.</b>	<b>-6614.</b>	<b>15177.</b>	<b>1027.</b>	<b>70592.</b>	<b>18230.</b>	<b>59126.</b>	<b>2990.</b>	<b>9770.</b>	<b>803.</b>	<b>967.</b>	<b>841.</b>	<b>676.</b>	<b>666.</b>	<b>1506.</b>	<b>651.</b>	<b>2041.</b>	<b>1400.</b>	<b>32.</b>
ETHI	138	181	-39	-194	6934	6	1838	599	3230	85	100	7	9	26	20	11	49	25	67	38	1
MALI	120	188	0	-167	3300	9	2114	555	5530	91	100	10	12	25	20	14	50	25	67	38	1
RWAN	102	133	-19	-214	5355	23	2277	592	5486	103	110	23	31	23	25	4	51	22	69	41	1
SOMA	117	177	0	-192	1556	38	2129	738	2468	93	110	50	16	24	27	28	48	21	61	41	1
HTVO	120	182	-20	-194	5957	25	1997	638	5448	94	110	7	6	23	18	8	49	25	65	39	1
BURU	106	160	0	-200	4599	26	2260	601	4701	99	120	10	9	21	17	4	48	24	63	39	1
TCHA	113	150	-22	-77	4437	26	1793	582	1702	83	120	15	9	21	15	14	44	24	53	41	1
BENI	102	185	-39	-241	3606	20	2153	489	4549	92	130	10	20	27	20	18	49	22	67	41	1
MALA	102	148	-102	-133	3300	33	2284	647	3513	101	140	25	31	23	19	6	54	26	61	44	1
ZAIR	102	160	-64	-200	2795	16	2312	364	4193	96	140	15	42	27	19	26	44	20	59	39	1
NIGE	120	200	0	-74	4106	27	2051	617	3420	79	160	5	7	27	25	9	52	25	71	44	1
MOZA	102	165	0	-167	1668	30	1930	360	507	85	170	50	21	24	15	6	43	20	57	45	1
TANZ	77	162	-79	-296	2080	39	2089	490	3323	93	180	63	37	27	24	7	47	19	67	44	1
MADA	102	170	0	-259	1161	25	2480	574	4885	95	200	40	50	31	23	18	50	20	67	44	1
SALE	77	136	0	-200	2600	20	2101	476	2980	76	200	15	19	25	18	15	45	20	59	50	1
KENY	54	155	20	-250	580	17	2060	582	2821	89	240	40	59	35	26	11	50	15	76	50	1
OUGA	66	160	-41	-280	2069	35	2070	564	3109	93	240	25	22	33	24	8	47	15	61	50	1
TOGO	102	179	-220	-207	2226	16	2035	474	3386	62	280	12	38	26	21	14	50	23	67	41	1
CAME	102	137	-47	-192	2622	26	2408	594	4278	101	290	12	49	19	14	24	41	21	55	41	1
EGYP	69	103	-206	-316	234	66	2716	744	372	97	280	40	44	22	25	48	35	13	52	52	1
SQUD	117	141	-20	-227	1237	46	2247	667	639	106	290	15	23	21	27	13	49	17	70	49	1
MAUR	120	189	0	-77	1777	30	1894	680	248	70	340	10	10	27	18	11	45	24	59	39	1
NGRI	92	180	-20	-154	2544	35	2291	527	3420	92	380	25	17	25	21	29	49	22	67	41	1
SENE	120	159	-21	-120	1536	37	2228	643	3677	104	390	10	18	27	17	28	47	22	63	40	1
ZAMB	88	157	20	-174	811	42	2018	568	2650	108	440	43	60	29	24	37	51	19	69	45	1
LIBE	88	159	163	-231	1150	20	2374	416	2896	108	450	15	27	33	15	28	50	20	57	44	1
COGO	102	180	23	-231	616	38	2284	410	2723	99	520	50	90	22	20	40	45	20	58	44	1
MARO	66	149	-40	-333	160	55	2568	677	420	78	540	26	27	24	28	38	48	14	71	53	1
GHAN	88	156	-20	-192	1120	35	2014	457	3097	85	580	25	42	27	21	32	49	21	67	44	1
CTDI	102	164	-22	-200	1527	19	2563	550	4968	116	610	20	28	42	19	20	45	20	62	44	1
TUNI	58	128	-277	-316	635	70	2657	725	335	130	840	55	47	23	23	47	34	13	62	54	1
ALGE	82	126	-59	-300	877	77	2357	630	171	87	990	35	47	32	28	50	48	14	72	53	1





LES VALEURS PROPRES VAL (1) = 8.33351

137

NUM	ITER	VAL PROPRE	POUR CENT	CUMUL	*	HISTOGRAMME DES VALEURS PROPRES DE LA MATRICE
1.	0	8.33351	41.668	41.668	*	*****   *****   *****   *****
2.	0	2.44345	12.217	53.885	*	*****   ***
3.	1	1.94291	9.715	63.600	*	*****
4.	1	1.48549	7.428	71.028	*	*****
5.	2	1.25243	6.262	77.290	*	*****
6.	1	0.94909	4.745	82.035	*	*****
7.	1	0.76914	3.849	85.884	*	*****
8.	2	0.62313	3.116	89.000	*	****
9.	1	0.48390	2.420	91.419	*	***
10.	2	0.42531	2.127	93.546	*	***
11.	1	0.28612	1.431	94.976	*	**
12.	2	0.24976	1.249	96.225	*	**
13.	2	0.19700	0.985	97.210	*	*
14.	4	0.16448	0.822	98.033	*	*
15.	4	0.13128	0.656	98.689	*	*
16.	3	0.10389	0.519	99.208	*	*
17.	2	0.08990	0.449	99.658	*	*
18.	2	0.04399	0.220	99.878	*	
19.	1	0.01688	0.084	99.962	*	
20.	4	0.00764	0.038	100.000	*	

## MATRICE DES CORRELATIONS

	MOPI	MOIN	VTBN	VTBM	HA/M	LEAU	CALO	PROT	ACFE	PRAL	PNBR	ALPH	SCOL	CRPT	CRIPA	CRPU	TBNA	BOMO	ISFE	ESPE	
MOPI	1000																				
MOIN	624	1000																			
VTBN	281	341	1000																		
VTBM	695	530	336	1000																	
HA/M	606	361	91	428	1000																
LEAU	-486	548	-427	-485	-569	1000															
CALO	-439	-535	-322	-588	-474	496	1000														
PROT	14	-279	-337	-77	-16	479	263	1000													
ACFE	345	364	253	213	545	-697	-83	-282	1000												
PRAL	-163	-362	-57	-261	-168	267	559	170	129	1000											
PNBR	-448	-345	-188	-386	-614	672	470	107	-474	300	1000										
ALPH	-541	-306	-217	-498	-574	527	248	1	-382	287	308	1000									
SCOL	-489	-368	-157	-456	-592	316	382	-219	-130	282	453	594	1000								
CRPT	-251	98	267	-148	-284	-154	69	-202	144	89	315	55	117	1000							
CRPA	-373	-235	-230	-518	-337	511	245	441	-296	-12	247	404	238	154	1000						
CRPU	-404	-377	-256	-430	-630	697	572	170	-460	288	756	376	531	21	286	1000					
TBNA	332	456	519	304	308	436	-410	-154	446	-280	-296	-311	-202	235	158	-460	1000				
TBMO	809	671	292	798	724	-693	-551	175	574	-276	-580	-568	-503	-228	-557	-598	487	1000			
ISFE	-82	130	75	180	25	7	105	119	139	128	130	-8	36	297	635	-101	616	-83	1000		
ESPE	-816	-676	-343	-786	-710	729	555	191	-614	257	622	548	497	219	589	575	-408	-971	144	1000	

# Deuxième Partie

ESTIMATION DE LA FECONDITE A PARTIR  
DE L'INTERVALLE ENTRE LES DEUX  
DERNIERES NAISSANCES

EVINA AKAM

*“Jusqu’ici les démographes et statisticiens qui se sont penchés sur l’étude des populations africaines se sont évertués à construire des méthodes ou à assimiler les populations à des modèles, or tout modèle, si perfectionné soit-il, porte en lui-même ses insuffisances”.*

**J. Condé** : Quelques aspects démographiques des ressources humaines en Afrique.

OCDE Paris 1973.

## AVANT PROPOS

---

*Ce travail a été réalisé dans le cadre du programme d'initiation à la Recherche Démographique au cours de l'année académique 1981—1982.*

*Toutefois la Direction de cet Institut nous a autorisé à le présenter comme mémoire en vue de l'obtention du Diplôme d'Etudes Approfondies (DEA) à l'Institut de Démographie de Paris. Quelle trouve ici l'expression de notre profonde gratitude pour son soutien tant matériel que moral.*

## INTRODUCTION

---

Dans la majorité des pays du Tiers-monde, les données démographiques sont encore incomplètes et la plupart du temps imprécises. En ce qui concerne l'Afrique au sud du Sahara la plupart des pays ne sont qu'à leur premier recensement. Or dans ces pays les problèmes démographiques se posent avec acuité, et en priorité en termes de déséquilibre entre accroissement de la population et accroissement des disponibilités en ressources. Cela justifie l'intérêt accordé ces dernières années aux composantes principales de l'accroissement de la population : la fécondité et la mortalité.

Cependant, jusqu'à très récemment encore, il n'y a eu dans ces régions aucune enquête spécifique sur ces composantes. Les résultats des recensements généraux relativement plus répandus ne peuvent pas fournir des indices directs des niveaux de fécondité. L'état civil qui aurait pu permettre le calcul de ces indices pour des systèmes exhaustifs d'enregistrement est encore très peu développé, voire même inexistant.

La collecte des données sur la fécondité se heurte encore à beaucoup de problèmes. Le premier de ces problèmes est celui des âges, tant chez les femmes que les enfants, surtout que, comme nous l'avons déjà souligné plus haut, l'enregistrement des événements à l'état civil est encore embryonnaire dans la plupart des cas. Les notions de dates, très importantes dans la détermination de ces âges restent encore très confuses pour certains. Le deuxième problème aussi important que le premier est celui des omissions dues surtout à la rétrospection. La mauvaise délimitation de la période de référence des douzes derniers mois entraîne le plus souvent une sur-estimation ou une sous-estimation de la fécondité actuelle.

Pour ces raisons, les données disponibles jusqu'à présent restent encore peu fiables et ne peuvent être acceptées sans avoir été soumises au préalable à un examen critique. Ceci pose le problème des ajustements.

Beaucoup de méthodes d'ajustement de la fécondité ont été élaborées ces dernières années, parmi lesquelles nous pouvons citer celles de Brass, de Coale et Trussel, de Coale, Hill et Trussel, la méthode des rétrojections etc...

La méthode que nous proposons dans cette étude est basée sur l'intervalle entre les deux dernières naissances.

Une question portant uniquement sur les deux dernières naissances vivantes peut réduire considérablement les omissions et permettre d'améliorer les taux de fécondité observés. En effet les deux dernières naissances vivantes sont des événements récents qui ne demandent pas un grand effort de mémoire : pour les femmes jeunes, les dates de ces événements sont assez correctes, pour celles déjà âgées, il y a de fortes chances que les enfants soient encore à domicile et peuvent participer eux-mêmes aux interviews. De plus, dans la collecte des naissances des douze derniers mois, une partie des dernières naissances y figurent (surtout pour les femmes jeunes). La correction de la fécondité à partir uniquement des deux dernières naissances vivantes nous apparaît ainsi bien adaptée aux pays à statistiques défectueuses.

Dans cette étude, nous nous proposons de mettre au point une méthode d'estimation des taux de fécondité actuelle à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances vivantes. Pour atteindre ce but, nous ferons d'abord un bref rappel sur les flux de Poisson, ensuite nous étudierons l'application de ces flux à l'estimation du taux de fécondité, enfin nous examinerons quelques exemples concrets pour mieux évaluer la méthode.

# I

## RAPPELS SUR LES FLUX DE POISSON

### 1— DEFINITIONS

Les définitions données dans ce chapitre sont tirées du livre de H. VENTSEL "THEORIE DES PROBABILITES", Edition Mir Moscou (traduction française). Ces définitions seront à la base de notre méthode d'estimation. Il nous a donc paru nécessaire de les donner avant d'aborder la partie théorique et pratique de l'étude.

#### 1.1. *Système d'attente :*

Le premier terme que nous devons définir est celui de système d'attente, terme à partir duquel découleront toutes les autres définitions et sur lequel sera bâtie toute la théorie de l'étude.

Par définition donc, un système d'attente est un système physique de type discret à nombre fini (ou dénombrable) d'états ; le passage d'un état à un autre se fait par saut à l'instant où un événement se produit.

#### 1.2. *Processus aléatoire :*

Dans un système d'attente, le changement d'états d'un système est appelé processus aléatoire du système.

On distingue deux types de processus aléatoires à états dénombrables :

- les processus aléatoires à temps discret ;
- les processus aléatoires à temps continu.

Dans les processus aléatoires à temps discret, les passages d'un état à un autre ne peuvent se faire qu'à des instants rigoureusement déterminés  $+1, +2, +3 \dots$

Dans les processus aléatoires à temps continu, les passages du système d'un état à un autre sont possibles à un instant quelconque.

Pour décrire le processus aléatoire se déroulant dans un système discret à temps continu, il faut avant tout analyser les causes provoquant la transition du système d'un état à un autre. Dans le cas des systèmes d'attente, les processus sont essentiellement déterminés par les flux de demandes ou d'événements. Ainsi la description mathématique de tout système d'attente commence donc par la description du flux de demandes ou d'événements.

### 1.3. Flux d'événements et ses propriétés :

#### 1.3.1. Définition :

On appelle flux d'événements ou théorie de probabilité une succession d'événements à des intervalles aléatoires ou déterminés.

#### 1.3.2. Propriétés d'un flux d'événements :

Pour un flux d'événements donnés, nous nous intéresserons aux trois propriétés suivantes : la stationnarité, l'absence de post-action et l'ordinarité.

##### a) — La stationnarité :

Un flux d'événements est dit *stationnaire* si la probabilité pour un nombre quelconque d'événements de se produire dans un intervalle de temps ne dépend que de la longueur de l'intervalle et non de sa position sur l'axe des temps  $0t$ .

##### b) — L'absence de post-action :

Un flux d'événements est *sans post action* si pour tous intervalles disjoints, le nombre d'événements se produisant dans l'un d'eux ne dépend pas du nombre d'événements se produisant dans les autres.

##### c) — L'ordinarité :

Un flux d'événements est dit *ordinaire* si la probabilité pour deux ou plusieurs événements de se produire dans l'intervalle élémentaire de temps  $\Delta t$  est négligeable devant la probabilité correspondante d'un seul événement.

## 2— FLUX DE POISSON STATIONNAIRE

### 2.1. Définition :

Un flux de Poisson stationnaire ou encore un flux simple est un flux d'événements qui est à la fois stationnaire, sans post-action et ordinaire.

### 2.2. Loi de probabilité d'un flux de Poisson stationnaire :

Déterminons la loi de probabilité d'un flux de Poisson stationnaire.

Pour cela, considérons sur l'axe de temps  $Ot$  un flux d'événements stationnaire, sans post-action et ordinaire.



Fig. 1 : Répérage du temps sur un axe

Cet axe désigne une période où se produisent aléatoirement les événements (par exemple naissances, décès, coup de téléphone etc...).

+ La stationnarité implique que la probabilité pour un intervalle de temps  $\tau$  de contenir un nombre quelconque d'événements dépend seulement de la longueur de cet intervalle et non de sa position sur l'axe des abscisses. En d'autres termes, les événements sont répartis sur l'axe  $Ot$  avec la même densité moyenne que nous notons  $\lambda$ ,  $\lambda$  est l'espérance mathématique du nombre d'événements par unité de temps.

+ L'absence de post action indique que les événements sont répartis sur l'axe des abscisses indépendamment les uns des autres, c'est-à-dire que la probabilité pour qu'un nombre quelconque d'événements se trouve dans un intervalle donné ne dépend pas du nombre d'événements intervenus dans tout autre intervalle ne se recouvrant pas avec l'intervalle considéré.

+ Enfin, l'ordinarité signifie que la probabilité pour que deux événements ou plus surviennent dans un petit intervalle de temps  $\Delta t$  est négligeable par rapport à la probabilité d'y trouver un seul événement, c'est-à-dire que deux événements ou plus ne peuvent pratiquement pas coïncider.

Séparons sur l'axe  $Ot$  un certain intervalle de temps de longueur  $\tau$  et intéressons nous à la variable aléatoire discrète  $X$  associée au nombre d'événements se produisant dans l'intervalle de temps  $\tau$  (cf. fig. 1.).  $X$  peut prendre les valeurs  $0, 1, 2, \dots, m, \dots$  théoriquement on peut consi-

dérer ce nombre d'événements infiniment grand, les événements se produisant indépendamment les uns des autres.

Montrons maintenant que si les conditions de stationnarité, d'absence de post action et d'ordinarité sont remplies, la variable aléatoire  $X$  suit une loi de Poisson. A cet effet, calculons la probabilité  $P_m$ , pour que, dans l'intervalle de temps  $\tau$ , il y ait exactement  $m$  événements :

a) Considérons sur l'axe  $Ot$  un petit intervalle de temps  $\Delta\tau$  et calculons la probabilité pour qu'il s'y produise au moins un événement. L'espérance mathématique du nombre d'événements se produisant par unité de temps étant  $\lambda$  (propriété de stationnarité), l'espérance mathématique du nombre d'événements se produisant dans l'intervalle de temps  $\Delta\tau$  est égale à  $\lambda\Delta\tau$ . Dans l'intervalle de temps  $\Delta\tau$ , la probabilité d'y trouver plus d'un événement étant négligeable (propriété d'ordinarité), l'espérance mathématique  $\lambda\Delta\tau$  du nombre d'événements se produisant dans l'intervalle de temps  $\Delta\tau$  est donc approximativement égale à la probabilité pour qu'au moins un événement s'y produise.

A des infiniment petits d'ordre supérieur à un près pour  $\Delta\tau \rightarrow 0$ , on peut admettre que la probabilité pour que, dans l'intervalle de temps  $\Delta\tau$ , on ait au moins un événement est égale à  $\lambda\Delta\tau$ , et la probabilité pour qu'aucun événement ne s'y produise est égale à  $1 - \lambda\Delta\tau$ .

b) Calculons maintenant, à partir de ces résultats la probabilité  $P_m$  pour que  $m$  événements se produisent dans l'intervalle de temps  $\tau$ . Pour y parvenir, divisons l'intervalle  $\tau$  en  $n$  parties égales de longueur  $\Delta\tau = \frac{\tau}{n}$ . La probabilité pour qu'il se produise un événement dans l'intervalle  $\Delta\tau$  est approximativement égale à  $\lambda\Delta\tau = \frac{\lambda\tau}{n}$ ; la probabilité pour qu'il n'y ait pas d'événement est  $1 - \frac{\lambda\tau}{n}$ . Comme les événements sont répartis indépendamment parmi les intervalles disjoints (propriété d'absence de post-action), nous pouvons considérer nos  $n$  intervalles élémentaires comme  $n$  expériences indépendantes, dans chacune desquelles un intervalle peut avoir un événement avec une probabilité  $p = \frac{\lambda\tau}{n}$ . Le fait que les événements se produisent dans  $m$  intervalles parmi les  $n$  peut être considéré comme une expérience répétée. Nous pouvons donc appliquer à ces événements le théorème suivant, appelé théorème des expériences répétées<sup>1</sup> :

*“Si on a  $n$  expériences indépendantes dans chacune desquelles l'événement  $A$  apparaît avec une probabilité égale à  $P$ , la probabilité*

(1) H. VENTSEL : "Théorie des probabilités" édition Mir Moscou, p. 56.

pour que l'événement  $A$  apparaisse exactement  $m$  fois est donnée par la formule suivante” :

$$P_{m,n} = C_n^m p^m q^{n-m}$$

La probabilité pour que des événements se produisent exactement dans  $m$  intervalles parmi les  $n$  est donc, en vertu du théorème précédent :

$$C_n^m \left(\frac{\lambda\tau}{n}\right)^m \left(1 - \frac{\lambda\tau}{n}\right)^{n-m} \quad (1-1)$$

Posons  $a = \lambda\tau$ , la formule (1-1) devient alors :

$$C_n^m \left(\frac{a}{n}\right)^m \left(1 - \frac{a}{n}\right)^{n-m} \quad (1-2)$$

Pour  $n$  assez grand, cette probabilité est approximativement égale à la probabilité que exactement  $m$  événements se produisent dans l'intervalle  $\tau$  ; puisque la probabilité de trouver dans l'intervalle  $\Delta\tau$  plus d'un événement est négligeable, nous avons alors :

$$P_m = \lim_{n \rightarrow +\infty} C_n^m \left(\frac{a}{n}\right)^m \left(1 - \frac{a}{n}\right)^{n-m} \quad (1-3)$$

$$\begin{aligned} C_n^m \left(\frac{a}{n}\right)^m \left(1 - \frac{a}{n}\right)^{n-m} &= \frac{n!}{m!(n-m)!} \cdot \frac{a^m}{n^m} \frac{\left(1 - \frac{a}{n}\right)^n}{\left(1 - \frac{a}{n}\right)^m} \\ &= \frac{n(n-1)\dots(n-m+1)}{m!} \cdot \frac{a^m}{n^m} \cdot \frac{\left(1 - \frac{a}{n}\right)^n}{\left(1 - \frac{a}{n}\right)^m} \\ &= \frac{n(n-1)\dots(n-m+1)}{n^m} \cdot \frac{a^m}{m!} \cdot \frac{\left(1 - \frac{a}{n}\right)^n}{\left(1 - \frac{a}{n}\right)^m} \quad (1-4) \end{aligned}$$

nous avons :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{n(n-1)\dots(n-m+1)}{n^m} = 1$$

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \left(1 - \frac{a}{n}\right)^m = 1$$

$$\left(1 - \frac{a}{n}\right)^n = \left[\left(1 - \frac{a}{n}\right)^{\frac{n}{a}}\right]^a$$

Prob.  $\{ T > t \}$  par la formule (1-6)

$$\text{Prob. } \{ T > t \} = \text{Po}(t) = e^{-\lambda t} \quad (t > 0)$$

d'où  $F(t) = 1 - e^{-\lambda t} \quad (t > 0)$  (1-7).

En dérivant  $F(t)$  par rapport à  $t$ , nous obtenons la densité de probabilité de  $T$  :

$$f(t) = e^{-\lambda t} \quad (t > 0) \quad (1-8).$$

La loi de répartition de  $T$  suit donc la loi exponentielle. On vérifie facilement que :

l'espérance mathématique de la variable  $T$  est égale à

$$E(T) = \frac{1}{\lambda} \quad (1-9)$$

$$\text{la variance est : } \sigma^2 = \frac{1}{\lambda^2} \quad (1-10)$$

$$\text{l'écart type est : } \sigma = \frac{1}{\lambda} \quad (1-11)$$

### 3- FLUX DE POISSON NON STATIONNAIRE

#### 3.1. Définition :

On appelle flux de Poisson non stationnaire un flux d'événements ordinaires ; sans post-action mais non stationnaire de densité variable  $\lambda(t)$ .

$\lambda(t)$  est appelé densité instantanée du flux et

$$\lambda(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{m(t + \Delta t) - m(t)}{\Delta t} \quad (1-12)$$

où  $m(t)$  est l'espérance mathématique du nombre d'événements dans l'intervalle  $(0, t)$ .

#### 3.2. Loi de probabilité :

Par une méthode analogue à celle du 2, on montre que, pour un flux de Poisson non stationnaire, la probabilité pour que, dans l'intervalle de temps  $t$ , dont l'origine est  $t_0$ , il se produise  $m$  événements est :

$$P_m(t, t_0) = \frac{a^m}{m!} e^{-a} \quad (m = 0, 1, 2, \dots) \quad (1-13)$$

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \left(1 - \frac{a}{n}\right)^n = e^{-a} \quad \text{d'où} \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} \left[\left(1 - \frac{a}{n}\right)^n\right]^a = e^{-a}$$

La probabilité pour que exactement  $m$  événements se produisent dans l'intervalle  $\tau$  est donc donnée par l'expression :

$$P_m = \frac{a^m}{m!} e^{-a}$$

ou encore  $P_m(\tau) = \frac{(\lambda\tau)^m}{m!} e^{-\lambda\tau}$  (1-5).

La relation (1-5) ci-dessus détermine la probabilité pour que dans un flux de Poisson stationnaire, durant un intervalle de temps  $\tau$ , on ait exactement  $m$  événements.

En particulier, la probabilité pour que dans l'intervalle de temps  $\tau$  on ait zéro événement est égale à :

$$P_0(\tau) = e^{-\lambda\tau} \quad (1-6).$$

Il nous reste maintenant à déterminer la loi de répartition d'un flux de Poisson stationnaire. Pour ce faire, considérons la variable aléatoire  $T$ , intervalle de temps entre deux événements arbitraires successifs dans un flux de Poisson stationnaire ( $T$  = intervalle de temps pendant lequel il n'y a aucun événement).

Cherchons la fonction de répartition de  $T$  :

$$F(t) = \text{Prob. } \{ T < t \}$$

Passons à la probabilité de l'événement contraire :

$$1-F(t) = \text{Prob. } \{ T > t \}$$

Cette dernière quantité désigne la probabilité pour que, sur un intervalle de temps  $t$  ayant commencé à l'instant  $t_k$  d'apparition d'un des événements du flux, aucun événement postérieur n'apparaîtra. Comme un flux stationnaire de Poisson est sans post-action, la présence dans le début de l'intervalle (au point  $t_k$ ) d'un événement quelconque n'influe aucunement sur la probabilité d'apparition des événements postérieurs. Ceci permet de calculer la probabilité.

où  $a$  est l'espérance mathématique du nombre d'événements dans l'intervalle de temps  $t_0$  à  $t_0 + \tau$  et a pour valeur :

$$a = \int_{t_0}^{t_0 + \tau} \lambda(t) dt \quad (1-14)$$

La grandeur  $a$  dépend donc non seulement de la longueur de l'intervalle  $\tau$ , mais également de sa position sur l'axe  $Ot$ .

Cherchons maintenant la loi de répartition de l'intervalle de temps  $T$  entre 2 événements successifs pour un flux de Poisson non stationnaire :

$$F_{t_0}(t) = \text{Prob. } [T < t] = 1 - \text{Prob. } [T > t]$$

La probabilité  $\text{Prob. } [T > t]$  est la probabilité pour que dans l'intervalle de temps  $(t_0, t_0 + t)$  aucun événement ne se produise et est égale à :

$$\text{Prob. } [T > t] = e^{-a} = e^{-\int_{t_0}^{t_0 + t} \lambda(u) du}$$

$$\text{d'où } F_{t_0}(t) = 1 - e^{-\int_{t_0}^{t_0 + t} \lambda(u) du} \quad (1-15)$$

Par dérivation on trouve la densité de probabilité de  $T$  ;

$$\boxed{f_{t_0}(t) = \lambda(t_0 + t) e^{-\int_{t_0}^{t_0 + t} \lambda(u) du}} \quad (1-16).$$

Cette loi n'est plus exponentielle. Sa forme dépend du paramètre  $t_0$  et de la forme de la fonction  $\lambda(t)$ .

# II

## APPLICATION DE LA THEORIE DES FLUX DE POISSON A L'ESTIMATION DES TAUX DE FECONDITE

Considérons une cohorte de femmes depuis la puberté jusqu'à la ménopause et intéressons-nous aux naissances issues de cette cohorte de femmes. Ces naissances vont être aléatoirement réparties dans la période féconde des femmes pour les raisons suivantes :

(1) La période féconde de la femme est bien déterminée et sera fixée de 15 ans à 50 ans dans la suite de l'étude.

(2) L'âge au début de la procréation va être différent selon les femmes de la cohorte.

(3) La descendance finale ou nombre total moyen d'enfants nés vivants par femme en fin de période féconde ne sera pas la même pour chaque femme de la cohorte.

(4) La fécondabilité ou probabilité de concevoir par cycle menstruel sera différente d'une femme à une autre. D'ailleurs c'est cette fécondabilité qui donne à la fécondité son aspect aléatoire.

(5) L'intervalle entre deux naissances successives va dépendre d'un certain nombre de facteurs tels que la descendance atteinte à un âge donné, la durée de l'aménorrhée post-partum, l'allaitement au sein, la reprise des rapports sexuels après un accouchement, l'utilisation ou non des méthodes contraceptives etc...

Ces hypothèses étant posées, nous pouvons passer maintenant à l'étude des propriétés d'un flux de naissances (les naissances issues d'une cohorte de femmes constituent bien un flux d'événements d'après la définition 1. 3. 1) et voir dans quelle mesure un tel flux vérifie les hypothèses d'ordinarité, de stationnarité et d'absence de post-action qui caractérisent les flux de Poisson.

a) — *Ordinarité* :

Considérons un intervalle de temps  $\Delta t$  infiniment petit, il est évident que la probabilité d'avoir plus d'une naissance dans cet intervalle est presque nulle. Ceci reste encore vrai même dans le cas de naissances multiples, car théoriquement on peut toujours affiner l'intervalle de temps  $\Delta t$  de telle sorte qu'on n'ait pas plus d'une naissance dans cet intervalle. Le flux de naissances est donc ordinaire.

b) — *Stationnarité* :

Le nombre de naissances issues d'une cohorte de femmes dépend de la longueur de l'intervalle de temps pendant lequel elles ont été observées. Plus l'intervalle d'observation est long, plus le nombre de naissances est élevé. Mais ces naissances ne dépendent pas uniquement de la durée d'observation des femmes, mais aussi de leur âge, la fécondité est un phénomène qui varie avec l'âge de la femme. Le flux de naissances est donc un flux non stationnaire. La densité de ce flux est le taux instantané de fécondité à un âge donné de la femme.

c) — *Absence de post-action* :

La fécondité chez une femme diminue avec l'âge d'une part, d'autre part, la venue au monde d'un enfant dépend du nombre d'enfants que la femme a déjà eu, même pour une femme ne pratiquant pas la limitation des naissances, ceci pour des raisons biologiques (allaitement au sein, durée de l'aménorrhée post-partum, l'état sanitaire de la femme etc...) et les facteurs de comportement comme la reprise des rapports sexuels. Le flux de naissance chez une femme prise individuellement est un flux avec post-action, puisque une naissance supplémentaire dans un groupe d'âge donné dépend du nombre d'enfants que la femme a déjà eu.

Nous allons montrer qu'en considérant une cohorte de femmes, cette post-action disparaît, ou plus exactement devient négligeable. Autrement dit, nous allons montrer que les naissances issues d'une cohorte de femmes sont réparties dans le temps (intervalle d'âge 15 — 50 ans) indépendamment les unes des autres, c'est-à-dire que la probabilité d'avoir une naissance dans un intervalle de temps donné ne dépend pas du nombre de naissances dans tout autre intervalle de temps ne se recouvrant pas avec l'intervalle de temps considéré. Cette assertion sera illustrée par des raisonnements élémentaires sans faire intervenir des lois mathématiques.

Considérons une suite de flux de naissances  $F_1, F_2, \dots, F_n, \dots$  (chaque flux étant attaché à une femme déterminée). Nous allons supposer que

ces flux sont tous indépendants des autres, c'est-à-dire qu'il n'existe aucune corrélation entre eux. Prendre la somme de ces flux consiste à rapporter les instants d'apparition des événements dans l'ensemble des femmes de la cohorte sur un même axe  $Ot$  (voir fig. 2).

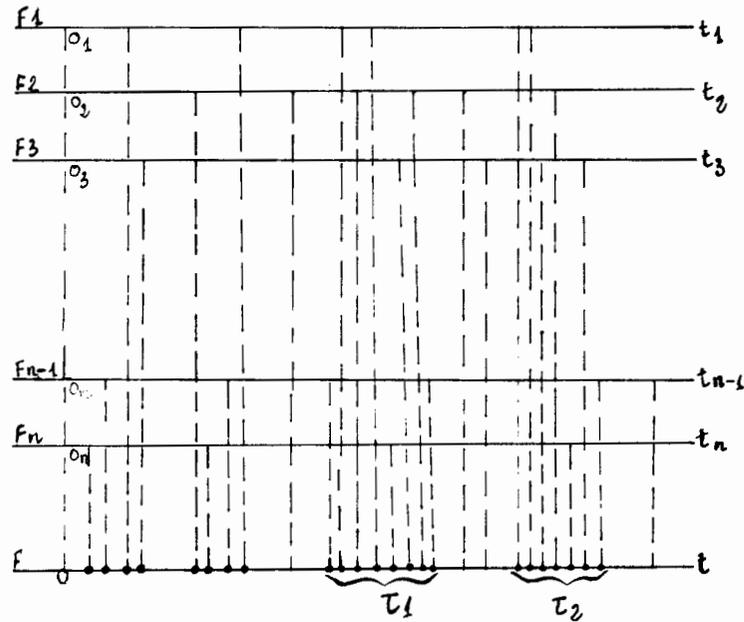


Fig. 2. Somme des flux de naissances dans une cohorte de femmes.

Les hypothèses suivantes sont posées :

- Les flux  $F_1, F_2, \dots, F_n, \dots$  ont une influence comparable sur le flux somme  $F$  c'est-à-dire qu'aucun d'eux n'a une influence dominante sur les autres.
- Le nombre de ces flux est suffisamment grand.
- Les flux  $F_1, F_2, \dots, F_k, \dots$  sont non stationnaires et ordinaires et chacun d'eux peut avoir une post-action.

Considérons maintenant le flux somme  $F$  sur l'axe  $Ot$  :

$$F = \sum_{k=1}^n F_k$$

Le flux somme  $F$  est non stationnaire puisque chacune de ses composantes l'est. Il est aussi ordinaire. En effet, considérons un intervalle

de temps  $\Delta t$  infiniment petit sur l'axe  $Ot$ . Nous pouvons prendre pour  $\Delta t$  une réunion d'intervalles  $(\Delta t)_i$ , chacun d'eux appartenant à un, et un seul flux  $F_i$ . Nous supposons que tous ces intervalles sont vides sauf  $(\Delta t)_i$ . Une naissance survenant dans l'intervalle  $\Delta t$  ne peut survenir que dans  $(\Delta t)_i$ . Comme le flux  $F_i$  est ordinaire, la probabilité d'avoir plus d'une naissance dans l'intervalle  $(\Delta t)_i$  est presque nulle, il en est de même de l'intervalle  $\Delta t$ , ceci prouve que le flux somme  $F$  est ordinaire. Il nous reste à montrer que le flux somme  $F$  est sans post-action. Pour cela considérons sur l'axe  $Ot$  deux intervalles disjoints  $\tau_1$  et  $\tau_2$  (voir fig. 2). Les naissances survenues dans ces intervalles peuvent appartenir à l'un ou l'autre de ces flux. Lorsque  $n$  augmente, la proportion de naissances appartenant à un même flux (et donc à une même femme) doit diminuer, les autres naissances appartenant à des flux différents. Les flux étant supposés indépendants les uns des autres, la diminution de la proportion des naissances appartenant à une seule femme va entraîner une atténuation de l'influence exercée par les naissances antérieures pour une seule femme. On peut donc s'attendre à ce que avec l'augmentation de  $n$ , les naissances surviennent dans les intervalles  $\tau_1$  et  $\tau_2$  indépendamment les unes des autres. Ainsi avec l'augmentation de  $n$ , la post-action dans le flux somme  $F$  devient négligeable. Le flux de naissances d'une cohorte de femmes peut donc être considéré comme un flux sans post-action.

L'étude de ces propriétés montre ainsi que le flux de naissances dans une cohorte de femmes peut être assimilé à un flux de Poisson non stationnaire. Dans la suite de l'étude, le flux de naissances dans une cohorte de femmes sera un flux de Poisson non stationnaire.

# III

## ESTIMATION DES TAUX DE FECONDITE PAR GROUPES D'AGES A PARTIR DE L'INTERVALLE ENTRE DEUX NAISSANCES SUCCESSIVES

Le flux de naissances d'une cohorte de femmes comme nous venons de le voir dans le précédent paragraphe est un flux de Poisson non stationnaire. La loi de répartition de l'intervalle  $T$  entre deux naissances successives dont l'avant-dernière a lieu à l'âge  $x$  de la femme a pour densité de probabilité :

$$l(x,t) = f(x+t)e^{-\int_x^{x+t} f(u) du} \quad (III - 1)$$

où  $f(x)$  est le nombre moyen de naissances par unité de temps, c'est-à-dire le taux instantané de fécondité à l'âge  $x$  et a pour expression :

$$f(x) = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{D(x+\Delta x) - D(x)}{\Delta x} = D'(x) \quad (III - 2)$$

$D(x)$  étant la descendance atteinte à l'âge  $x$  ou encore le nombre moyen d'enfants par femme à l'âge  $x$ .

Nous avons alors :

$$\int_x^{x+t} f(u) du = \int_x^{x+t} D'(u) du = D(x+t) - D(x).$$

La relation (III - 1) devient alors :

$$l(x,t) = D'(x+t)e^{-[D(x+t) - D(x)]} \quad (III - 3)$$

Calculons maintenant l'intervalle moyen entre deux naissances successives de toutes celles qui sont survenues entre les âges  $x$  et  $x + u$ ,  $x$

étant l'âge qu'avaient les femmes à leurs avant-dernières naissances pour une cohorte donnée, désignons par  $\bar{T}$  cet intervalle moyen, nous avons alors :

$$\bar{T} = \frac{\int_0^{\bar{u}} t | (x, t) dt}{\int_0^{\bar{u}} | (x, t) dt} \quad (III - 4)$$

soit encore en utilisant la relation (III - 3)

$$\bar{T} = \frac{\int_0^{\bar{u}} t D'(x+t) e^{-[D(x+t) - D(x)]} dt}{\int_0^{\bar{u}} D'(x+t) e^{-[D(x+t) - D(x)]} dt} \quad (III - 5)$$

Le calcul du dénominateur donne :

$$\int_0^{\bar{u}} D'(x+t) e^{-[D(x+t) - D(x)]} dt = 1 - e^{-[D(x+\bar{u}) - D(x)]}$$

Pour le calcul du numérateur, nous allons appliquer le théorème suivant, communément appelé "premier théorème de la moyenne"

### Théorème

Soit  $a$  et  $b$  deux nombres réels tels que  $a < b$ ,  $f$  une fonction continue sur l'intervalle fermé  $[a, b]$  admettant un minimum  $m$  et un maximum  $M$  sur cet intervalle, et  $g$  une fonction positive et intégrable sur  $[a, b]$ . Alors il existe un élément  $c \in [a, b]$  tel que :

$$\int_a^b f(t) g(t) dt = f(c) \int_a^b g(t) dt$$

En appliquant ce théorème au numérateur de la relation (III - 5) nous avons :

$$\int_0^{\bar{u}} t D'(x+t) e^{-[D(x+t) - D(x)]} dt = D'(x+\alpha) e^{-[D(x+\alpha) - D(x)]} \int_0^{\bar{u}} t dt \quad \alpha \in [0, \bar{u}]$$

$$= D'(x+\alpha) e^{-[D(x+\alpha) - D(x)]} \frac{u^2}{2} \quad \alpha \in [0, u]$$

La relation (III - 5) devient alors :

$$\bar{T} = \frac{D'(x+\alpha) e^{-[D(x+\alpha) - D(x)]} \frac{u^2}{2}}{2(1 - e^{-[D(x+u) - D(x)]})} \quad \alpha \in [0, u]$$

$$\bar{T} = \frac{f(x+\alpha) \frac{u^2}{2} e^{-[D(x+\alpha) - D(x)]}}{2(1 - e^{-[D(x+u) - D(x)]})} \quad \alpha \in [0, u] \quad (\text{III} - 6)$$

De la relation (III - 6), nous tirons le taux de fécondité du groupe d'âge  $[x, x+u]$ ,  $x$  étant l'âge de la femme à son avant-dernier accouchement d'une naissance vivante :

$$f(x+\alpha) = \frac{2\bar{T}(1 - e^{-[D(x+u) - D(x)]})}{u^2 e^{-[D(x+\alpha) - D(x)]}} \quad \alpha \in [0, u] \quad (\text{III} - 7)$$

La relation (III - 7) définit le taux instantané de fécondité dans le groupe d'âge  $[x, x+u]$ . Le taux instantané de fécondité ayant une dimension annuelle, la relation (III - 7) sera assimilée au taux de fécondité moyen du groupe d'âge  $[x, x+u]$  et constituera notre formule d'estimation des taux de fécondité par groupe d'âge pour une cohorte de femmes données, avec l'hypothèse que les naissances vivantes issues de cette cohorte de femmes sont uniformément réparties dans le temps,  $x+\alpha$  désignera alors l'âge médian entre les âges  $x$  et  $x+u$ .

Dans la relation (III - 7) les  $D(x)$  représentent la fécondité cumulée à l'âge  $x$  calculée à partir des taux de fécondité actuelle observés. Nous avons donc :

$$D(x) = \sum_{t=15}^{x-u} uf(t, t+u-1) \quad (\text{III} - 8)$$

où  $u$  représente l'amplitude de chaque groupe d'âge considéré. De la relation (III - 8) nous déduisons :

$$D(x+u) - D(x) = uf(x, x+u-1) \quad (\text{III} - 9)$$

$$D(x+\alpha) = D(x) + \frac{\alpha}{u} (D(x+u) - D(x))$$

et par suite nous avons :

$$D(x+\alpha) - D(x) = \frac{\alpha}{u} (D(x+u) - D(x))$$

La relation (III - 9) entraîne :

$$D(x+\alpha) - D(x) = \alpha f(x, x+u-1) \quad (\text{III} - 10)$$

$x+\alpha$  étant l'âge médian entre les âges  $x$  et  $x+u$  nous avons alors  $\alpha = \frac{u}{2}$ , la relation (III - 10) devient alors :

$$D(x+\alpha) - D(x) = \frac{u}{2} f(x, x+u-1) \quad (\text{III} - 11)$$

Les relations (III - 9) et (III - 11) entraînent alors :

$$f(x+\alpha) = \frac{2\bar{T}(1 - e^{-uf(x, x+u-1)})}{u^2 e^{-\frac{u}{2} f(x, x+u-1)}} \quad (\text{III} - 12)$$

$f(x+\alpha)$  désigne, nous l'avons déjà vu, le taux de fécondité moyen du groupe d'âge  $[x, x+u-1]$ , en première approximation, en deuxième approximation, il sera identifié au taux de fécondité estimé de ce groupe que nous noterons  $f^a(x, x+u-1)$ .

Les taux de fécondité estimés à partir de l'intervalle entre deux naissances successives sont donc donnés par :

$$\boxed{f^a(x, x+u-1) = \frac{2\bar{T}(1 - e^{-uf(x, x+u-1)})}{u^2 e^{-\frac{u}{2} f(x, x+u-1)}}} \quad (\text{III} - 13)$$

avec  $f^a(x, x+u-1) \hat{=}$  taux de fécondité ajusté du groupe d'âge  $[x, x+u-1]$

$f(x, x+u-1)$  = taux de fécondité actuelle observé du groupe d'âge  $[x, x+u-1]$

$u$  = amplitude du groupe

$\bar{T}$  = l'intervalle moyen entre les deux naissances successives exprimé en années.

L'intervalle moyen  $\bar{T}$  est la moyenne arithmétique des intervalles entre les deux naissances successives pour une cohorte de femmes donnée.

Dans le cas particulier des groupes d'âge quinquennaux, la relation (III - 13) devient :

$$f^a(x, x+4) = \frac{2\bar{T}(1 - e^{-5f(x, x+4)})}{25 e^{-2,5 f(x, x+4)}} \quad (\text{III} - 14)$$

Dans la suite de notre étude, nous allons nous placer dans le cas particulier de l'estimation des taux de fécondité par groupe d'âge à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances.

# IV

## APPLICATIONS : ESTIMATION DES TAUX DE FECONDITE PAR GROUPES D'AGES A PARTIR DE L'INTERVALLE ENTRE LES DEUX DERNIERES NAISSANCES

“L’exactitude des résultats dépend de celle des hypothèses de départ”

Guillaume WUNSH

*“Méthodes d'analyse démographique pour les pays en développement”  
p. 113, ORDINA EDITIONS.*

L'estimation des taux de fécondité à partir de l'intervalle entre deux naissances successives suppose que l'on connaisse les dates précises de ces deux naissances. Ces données sont assez difficiles à obtenir à partir d'un recensement. Aussi la méthode ne s'appliquera-t-elle mieux qu'aux données des enquêtes démographiques concernant la fécondité.

Dans la pratique, l'estimation des taux de fécondité par cette méthode se fera à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances, ceci pour limiter les erreurs de rétrospectif.

### 1 – DONNEES NECESSAIRES :

A partir des résultats d'une enquête comportant des questions sur la fécondité des femmes, les données suivantes doivent être disponibles pour l'application de la méthode :

a) – Les taux de fécondité actuelle observés pour chaque groupe d'âge de 15 à 49 ans révolus. Ces taux représentent le nombre d'enfants mis au monde par une femme au cours d'une période d'un an et sont calculés à partir des naissances des douze derniers mois précédant l'enquête.

Bien que le début de la procréation soit assez précoce (12 ans) dans certains pays en développement (exemple du Cameroun) et la fin de la procréation assez avancée, nous nous limiterons toujours aux groupes

d'âges compris entre 15 et 49 ans révolus pour les commodités de calcul et de comparaison.

b) — Les dates des deux dernières naissances vivantes qui permettent le calcul de l'intervalle entre elles. Ces données sont obtenues à partir de la question sur la descendance de chaque enfant né vivant.

c) — L'âge de la mère à l'accouchement de son avant-dernier enfant né vivant. Cet âge est nécessaire pour le calcul de l'intervalle moyen entre les deux dernières naissances pour chaque cohorte de femmes considérée.

Généralement dans beaucoup d'enquêtes et recensements, une question est posée sur le nombre d'enfants nés vivants au cours des douze derniers mois selon l'âge de la femme. Cet âge ou à défaut l'âge de la femme au moment de l'enquête permet de calculer, connaissant la date de l'avant-dernière naissance, l'âge de la femme à son avant-dernière naissance.

## 2— PRINCIPLE DE LA METHODE ET HYPOTHESES DE CALCUL

La méthode de l'estimation de la fécondité à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances vivantes consiste à ajuster les taux de fécondité actuelle observés à l'aide de l'intervalle moyen entre les deux dernières naissances pour une cohorte de femmes donnée.

En plus des hypothèses du || , nous supposons aussi que :

— Les incidences des migrations sur la fécondité sont négligeables, surtout en ce qui concerne les deux dernières naissances vivantes pour chaque cohorte de femmes. Autrement dit, la population féminine dans un groupe de femmes donné sera une population fermée. Cette hypothèse permet d'appliquer l'intervalle moyen entre les deux dernières naissances à chaque femme de la cohorte.

— La corrélation entre la fécondité et la mortalité est peu importante pour les femmes d'un groupe de femmes donné. Cette hypothèse tout comme la première est nécessaire pour garantir la représentativité de l'intervalle moyen entre les deux dernières naissances.

— La structure par âge des taux de fécondité est assez correcte.

— Les erreurs d'observation sur la fécondité actuelle sont dues à une mauvaise délimitation de l'intervalle de référence des douze derniers mois et à l'omission de certains événements à la suite d'oublis ou d'interdits.

— La fécondité est uniformément répartie dans chaque groupe d'âge en vertu de l'indépendance des comportements des différentes femmes d'un groupe de femmes donné vis-à-vis de la fécondité. Elle sera supposée stable dans les différentes générations.

— Les jumeaux seront considérés comme une seule naissance vivante.

— Le calcul de  $\bar{T}$  se fera d'abord en mois (pour avoir une meilleure estimation) avant d'être ramené en années.

Ces hypothèses étant posées, passons maintenant à l'application de la méthode à des cas concrets.

### 3— EXEMPLES D'APPLICATION

#### 3.1. Application de la méthode à l'enquête démographique de la ville de Mbalmayo : Février 1979.

L'enquête démographique de Mbalmayo a été réalisée par les étudiants de la 7<sup>e</sup> promotion de l'Institut de Formation et de Recherche Démographiques (IFORD) de Yaoundé dans le cadre de leur formation pratique sur le terrain. Cette enquête s'est déroulée du 4 Février 1979 au 3 Mars 1979.

Mbalmayo est une ville du Sud Cameroun située à 50 km environ de la capitale Yaoundé. Sa population était de 21.014 habitants<sup>1</sup> en 1979.

Les résultats de cette enquête ont déjà été analysés, mais n'ont pas encore fait l'objet d'une publication.

Le tableau I donne les taux de fécondité actuelle observés tirés des résultats de cette enquête.

La détermination des intervalles entre les deux dernières naissances s'est faite à partir d'un dépouillement manuel des résultats de cette enquête. L'intervalle moyen entre les deux dernières naissances est la moyenne des intervalles dans chaque groupe d'âge donné.

Les données de l'enquête portant sur les naissances des douze derniers mois, les âges sont décalés de 6 mois pour tenir compte de cette période de référence.

---

(1) Source : IFORD Résultats de l'enquête démographique de Mbalmayo (non publié)

TABLEAU I. TAUX DE FÉCONDITÉ ACTUELLE OBSERVÉS POUR 1000 :  
MBALMAYO 1979.

Ages révolus en années	Taux de fécondité ‰
15 – 19	77,3
20 – 24	211,8
25 – 29	226,0
30 – 34	192,9
35 – 39	116,2
40 – 44	79,6
45 – 49	11,7

Source : IFORD : Résultats de l'enquête démographique de Mbalmayo (Annale N° 8).

Le tableau II montre la disposition des calculs dans la détermination des taux de fécondité estimés à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances vivantes. (page 145).

Dans cet exemple et par la suite, nous avons négligé dans le calcul de l'intervalle moyen, tous les intervalles supérieurs à 10 ans pour éviter des perturbations qu'ils peuvent entraîner dans l'estimation des taux de fécondité.

Le produit par 5 de la somme de ces taux estimés fournit une somme de naissances réduite de 5,70 enfants par femme, la somme de naissances réduite observée étant de 4,58 enfants par femme ; les taux ajustés par la méthode de BRASS donnent une descendance finale 5,82 enfants par femme. Ces premiers résultats dénotent une sous-estimation assez importante des taux de fécondité observés. Les taux estimés à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances étant très proches de ceux obtenus par la méthode de BRASS.

A partir de ces résultats du tableau III, page 146 nous obtenons un taux brut de natalité de 45,2 ‰ et un taux brut de reproduction de 2,76 filles par femme, les taux bruts de natalité et de reproduction observés étant respectivement de 38,01 ‰<sup>1</sup> et 2,24 filles par femme<sup>2</sup>. Le taux de reproduction ajusté est assez élevé. Il est supérieur à celui trouvé au Cameroun en 1976 pour les centres urbains, 2,40 filles par femme<sup>3</sup>.

(1 et 2) Source : Rapport de l'enquête démographique de Mbalmayo, février 1979 (Annale de l'IFORD N° 8).

(3) Bureau Central de Recensement : Recensement général de la population et de l'habitat, Avril 1976.

TABLEAU II. ESTIMATION DES TAUX DE FÉCONDITÉ A PARTIR DE L'INTERVALLE ENTRE LES DEUX DERNIÈRES NAISSANCES :  
MBALMAYO 1979.

(1) âge x en années	(2) $f(x,x+4)$	(3) $5f(x,x+4)$	(4) $2,5f(x,x+4)$	(5)-(3) e	(6)-(4) e	(7) 1-(5)	(8) $\bar{T}$	(9) $2\bar{T}$	(10) (7) x (9)	(11) 25 x (6)	(12) $= (10)/(11)$ $f^a(x,x+4)$
14,5-18,5	0,0773	0,3865	0,1933	0,6794	0,8242	0,3206	2,75	5,5	1,7633	20,6059	0,058
19,5-23,5	0,2118	1,0590	0,5295	0,3468	0,5889	0,6532	2,66	5,32	3,4750	14,7225	0,2360
24,5-28,5	0,2260	1,1300	0,5650	0,3230	0,5684	0,6770	2,94	5,88	3,908	14,2090	0,2802
29,5-33,5	0,1929	0,9645	0,4823	0,3812	0,6174	0,6188	3,15	6,30	3,8984	15,4348	0,2526
34,5-38,5	0,1162	0,5810	0,2905	0,5593	0,7479	0,4407	3,11	6,22	2,7412	18,6972	0,1466
39,5-43,5	0,0796	0,3980	0,1990	0,6717	0,8195	0,3283	3,80	7,60	2,4951	20,4875	0,1218
44,5-48,5	0,0117	0,0585	0,0293	0,9432	0,9711	0,0568	3,46*	6,92	0,3931	24,2781	0,0162

(\*) Valeur estimée.

TABLEAU III. RÉSULTATS DE L'ESTIMATION

Ages révolus en années	Taux de fécondité estimés ‰
14,5 – 18,5	85,8
19,5 – 23,5	226,0
24,5 – 28,5	280
29,5 – 33,5	252,6
34,5 – 38,5	146,6
39,5 – 43,5	121,8
44,5 – 48,5	16,2

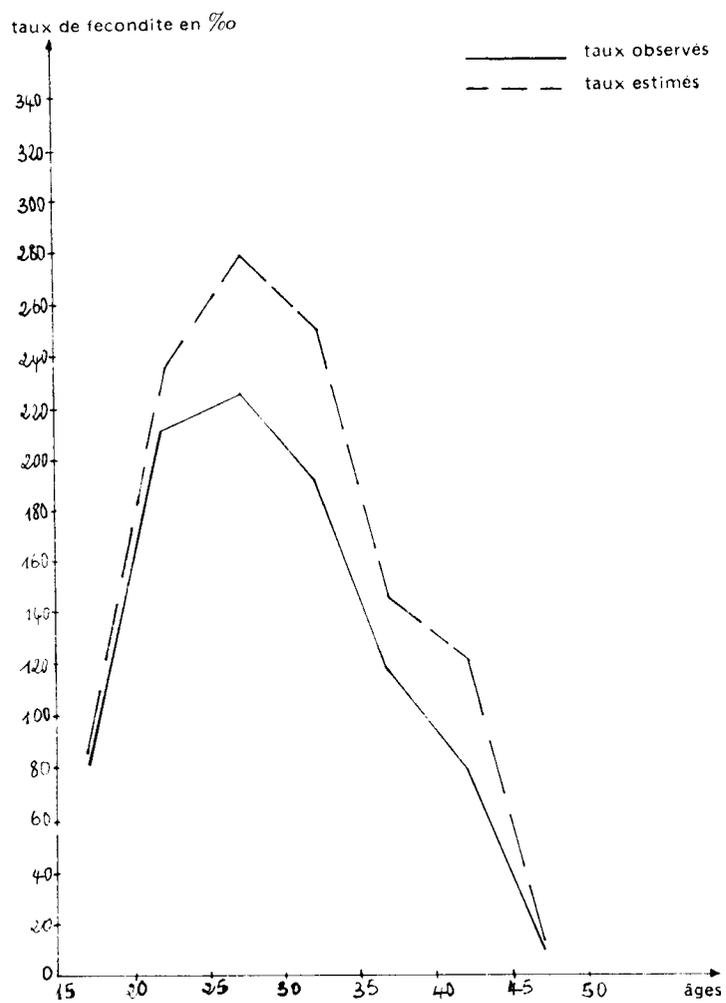
TABLEAU IV. TAUX DE FÉCONDITÉ CORRIGÉS (pour 1000) PAR LA MÉTHODE DE BRASS : MBALMAYO 1979.

Ages révolus en années	Taux ajustés ‰
14,5 – 18,5	98,3
19,5 – 23,5	269,4
24,5 – 28,5	287,5
29,5 – 33,5	245,4
34,5 – 38,5	147,8
39,5 – 43,5	101,3
44,5 – 48,5	14,8

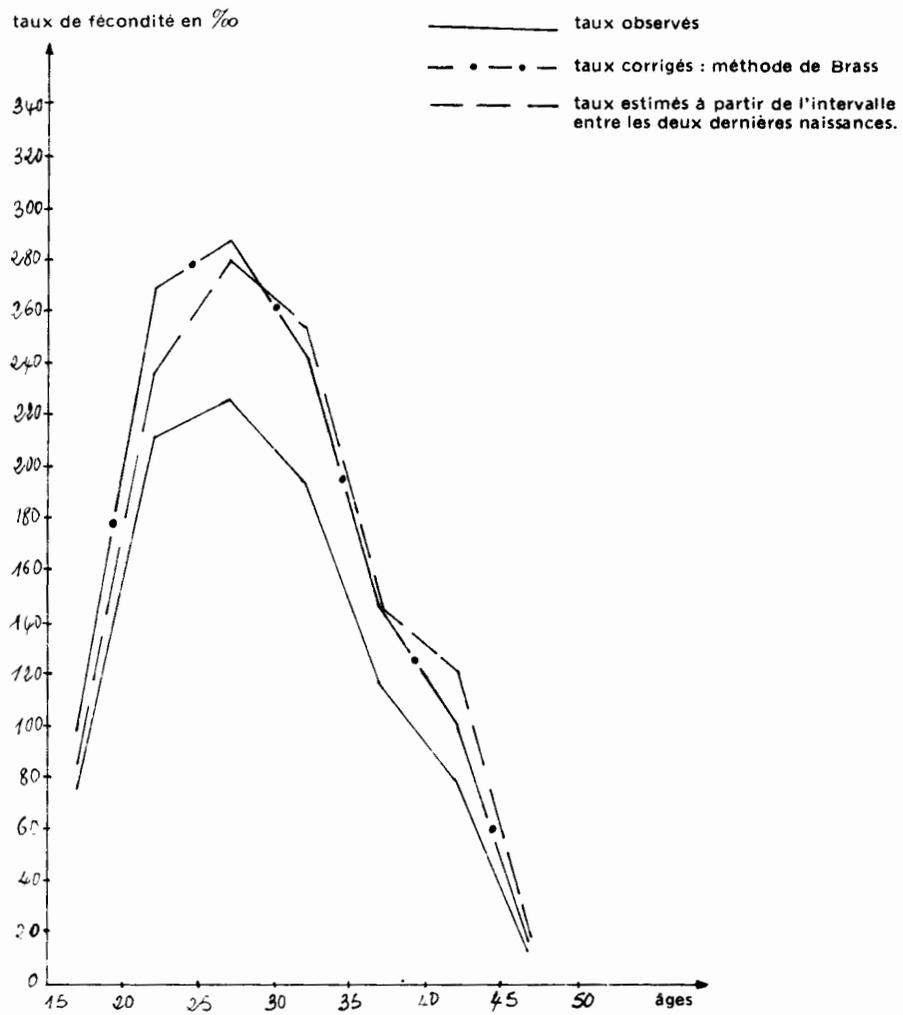
Source : IFORD : Rapport de l'enquête démographique de Mbalmayo février 1979 (Annale N° 8).

Le graphique I (page 147) montre que jusqu'à 22 ans les taux de fécondité ajustés à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances ne sont pas très différents de ceux observés. Ce phénomène peut s'expliquer par deux faits spécifiques à ces âges. (Tableau IV).

(1) Ce sont des âges jeunes où les erreurs d'omission sont très limitées, les seules erreurs importantes ne peuvent provenir que d'une mauvaise délimitation de la période de référence des douze derniers mois précédant l'enquête.



GRAPHIQUE 1. Comparaison entre taux de fécondité observés et estimés à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances. (Mbalmayo 1979).



GRAPHIQUE 2. Taux de fécondité observés – taux de fécondité estimés à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances.

(2) Aux âges en cause, le nombre d'enfants par femme n'est pas encore élevé. La parité moyenne observée est de 0,22 enfant par femme entre 15 et 19 ans et 1,21 enfant par femme entre 20 et 24 ans, de plus à ces âges, 85 % des femmes sont encore infécondes entre 15 et 19 ans et 44 % entre 20 et 24 ans.

Dans l'ensemble, les taux observés sont sous-estimés par rapport à ceux estimés à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances. Après 20 ans, les deux courbes sont nettement détachées, la meilleure estimation étant obtenue entre 20 et 40 ans. Ceci nous paraît normal dans la mesure où à ces âges les femmes atteignent le maximum de leur fécondité. Les déclarations concernant leur descendance, tout au moins en ce qui concerne les deux dernières naissances sont beaucoup plus correctes que dans les groupes d'âges suivants.

La comparaison entre les taux estimés à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances et ceux corrigés à partir de la méthode de Brass<sup>1</sup> (voir graphique II) montre que jusqu'à 25 ans les premiers taux sont inférieurs aux seconds et le contraire après. Si les deux courbes sont bien séparées l'une de l'autre entre 15 et 25 ans, il n'en est plus de même après 25 ans, où elles sont accolées l'une à l'autre, sauf entre 40 et 45 ans. Dans ce premier exemple l'estimation des taux de fécondité actuelle à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances est très proche de celle de Brass, résultat déjà constaté à partir des descendes finales par femmes obtenues à partir des deux méthodes. L'étude d'autres exemples pourra peut-être mieux nous éclairer sur ce premier constat.

### *3.2. Application de la méthode à l'enquête fécondité de la ville d'Eséka : Février 1980.*

L'enquête fécondité de la ville d'Eséka a été réalisée par les étudiants de la 8<sup>e</sup> promotion de l'IFORD du 4 Février au 3 Mars 1980. Si Mbalmayo a déjà une urbanisation assez avancée, Eséka reste encore une toute petite ville ; située à environ 120 km de Yaoundé, sa population s'élevait à 10.000 habitants au moment de l'enquête.

Comme dans le cas de Mbalmayo, les résultats de cette enquête ont déjà été analysés, mais n'ont pas encore fait l'objet d'une publication.

---

(1) *Le choix de la comparaison avec la méthode de Brass tient au fait que les données de base de cette méthode sont plus proches des nôtres : les taux de fécondité actuels et le nombre total d'enfants nés vivants selon l'âge de la femme dans le cas de la méthode de Brass, les taux de fécondité actuels et seulement les deux dernières naissances vivantes dans le cas de la présente étude.*

**TABLEAU V. TAUX DE FÉCONDITÉ ACTUELS OBSERVÉS POUR 1000 :  
ESÉKA 1980.**

Ages révolus en années	Taux de fécondité ‰
15 – 19	128,6
20 – 24	271,6
25 – 29	286,2
30 – 34	230,1
35 – 39	119,8
40 – 44	59,0
45 – 49	25,0

Source : IFORD : Rapport de l'enquête fécondité d'Eséka Février 1980 (non publié).

La détermination des intervalles entre les deux dernières naissances s'est faite à partir d'un dépouillement manuel des résultats de cette enquête. Le calcul des intervalles moyens a donné les résultats du tableau (VI) ci-dessous.

**TABLEAU : VI. INTERVALLES MOYENS ENTRE LES DEUX DERNIÈRES  
NAISSANCES . ESÉKA 1980.**

Ages révolus en années	Intervalles moyens en années
15 – 19	2,79
20 – 24	2,70
25 – 29	2,87
30 – 34	3,01
35 – 39	2,86
40 – 44	2,78
45 – 49	2,61

Par un calcul analogue à celui de l'exemple 3.1. nous obtenons les taux estimés du tableau VII.

**TABLEAU VII. TAUX DE FÉCONDITÉ ESTIMÉS POUR 1000 À PARTIR DE L'INTERVALLE ENTRE LES DEUX DERNIÈRES NAISSANCES ESÉKA 1980**

Ages révolus en années	Taux estimés ‰
14,5 – 18,5	146,0
19,5 – 23,5	316,4
24,5 – 28,5	357,3
29,5 – 33,5	292,6
34,5 – 38,5	139,1
39,5 – 43,5	65,8
44,5 – 48,5	26,1

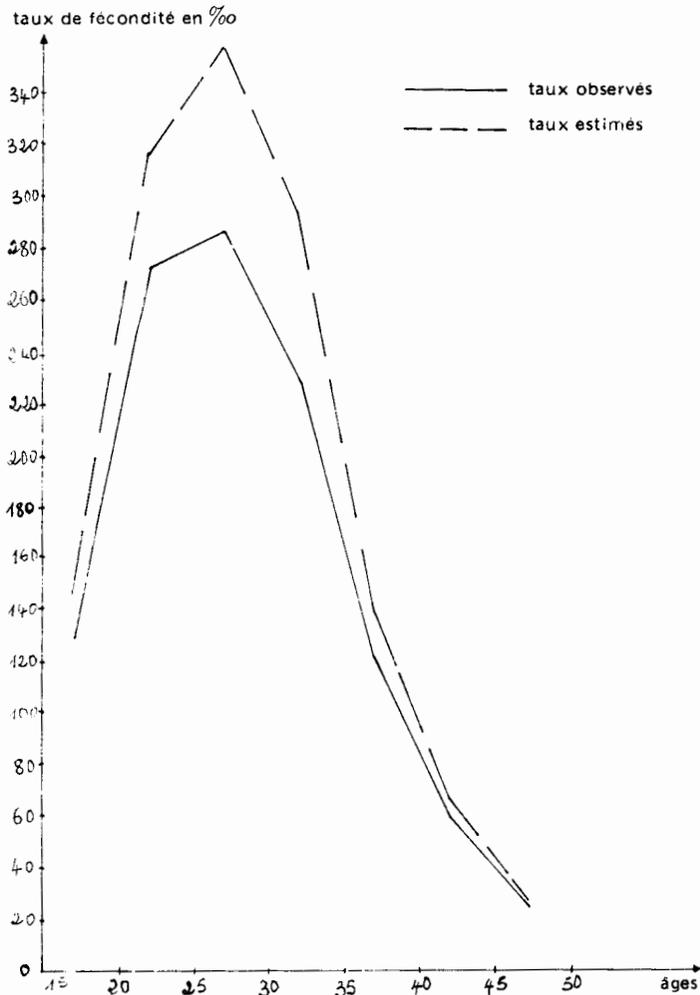
Les âges sont décalés pour tenir compte de la période de référence des douze derniers mois.

Ces taux fournissent une somme de naissances réduite de 6,72 enfants par femme, la somme de naissances réduite observée est de 5,60 enfants par femmes, celle calculée à partir des taux corrigés par la méthode de Brass est de 4,43 enfants par femme. Ces trois indices montrent que la méthode de Brass a très sous-estimé la fécondité à Eséka.

**TABLEAU VIII. TAUX DE FÉCONDITÉ CORRIGÉS POUR 1000 PAR LA MÉTHODE DE BRASS : ESÉKA 1980.**

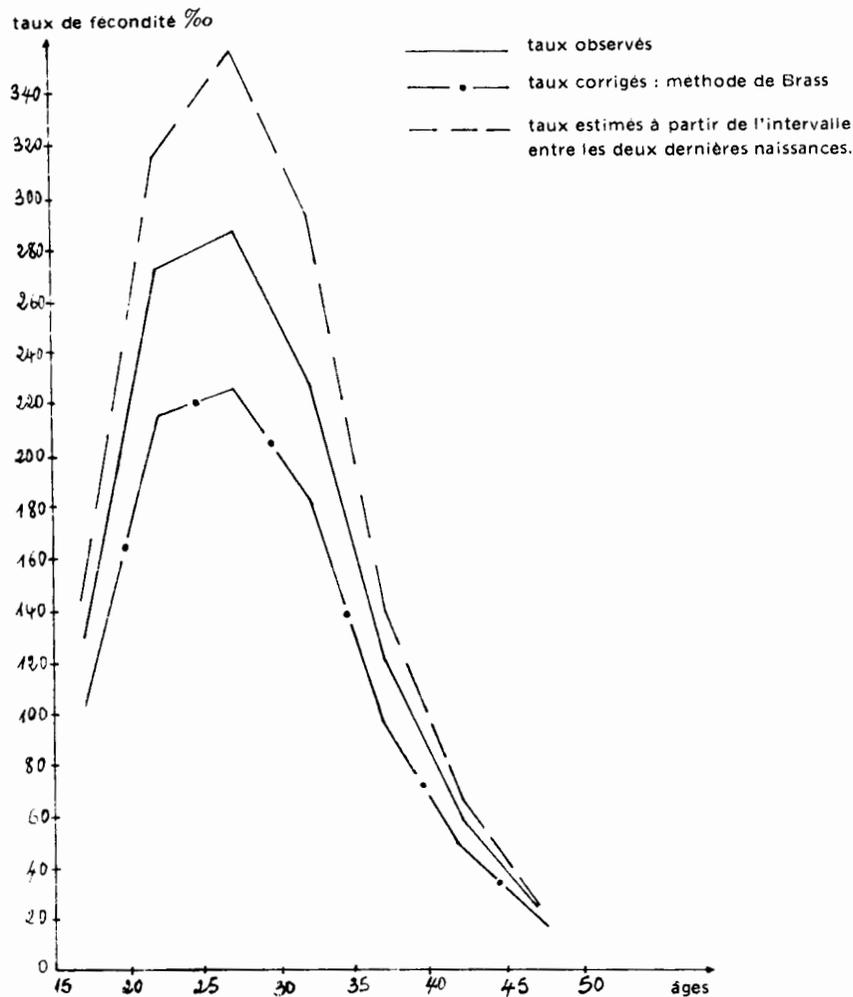
Ages révolus en années	Taux corrigés ‰
14,5 – 18,5	101,6
19,5 – 23,5	214,6
24,5 – 28,5	226,1
29,5 – 33,5	181,8
34,5 – 38,5	94,6
39,5 – 43,5	46,6
44,5 – 48,5	19,8

Source : IFORD : Rapport de l'enquête fécondité de la ville d'Eséka (non publié).



GRAPHIQUE 3. Comparaison entre taux observés et taux estimés à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances. (Eséka 1980).

Dans ce deuxième exemple les taux estimés à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances sont supérieurs à tous les âges, à ceux observés. L'allure des courbes des taux estimés et observés est la même (graphique III). Nous remarquons encore ici qu'entre 15 et 20 ans les deux courbes sont assez proches l'une de l'autre, de même qu'après 40 ans, le décalge entre les deux étant surtout accentué entre 20 et 40 ans. Ce phénomène s'explique par les mêmes arguments que ceux déjà avancés dans le premier exemple.



GRAPHIQUE 4. Taux de fécondité observés – taux de fécondité estimés à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances. (Eséka 1980).

La courbe des taux corrigés par la méthode de Brass est nettement inférieure par rapport aux deux autres (graphiques IV). La méthode de Brass a donc sous-estimé les taux de fécondité à tous les âges. Cette sous-estimation découle de celle du nombre moyen d'enfants nés vivants par femme ou plus précisément du nombre total de naissances vivantes par femme à chaque âge. La correction des taux observés par la méthode de Brass se fait par application du rapport  $P_2/F_2$  ou  $P_3/F_3$ , ou

(1)  $P_2$  = Nombre moyen d'enfants nés vivants par femme à 20 – 24 ans.

$P_3$  = Nombre moyen d'enfants nés vivants par femme à 25 – 29 ans.

$F_2$  = Fécondité cumulée moyenne ajustée à 20 – 24 ans.

$F_3$  = Fécondité cumulée moyenne ajustée à 25 – 29 ans.

la moyenne des deux aux taux observés, une sous-estimation des  $P_i$  entraîne nécessairement celle des taux corrigés. On remarque donc ici que l'estimation des taux de la fécondité à partir des deux dernières naissances n'est pas influencée par les parités moyennes des femmes à chaque âge, mais plutôt par les intervalles entre les naissances. En remarquant qu'une sous-estimation des naissances peut entraîner un allongement des intervalles entre elles, le taux très élevé estimé à 25 – 29 ans peut s'expliquer par cet allongement. Ainsi une sous-estimation des naissances peut entraîner une sous-estimation des taux corrigés par la méthode de Brass et une très forte sur-estimation des taux estimés à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances pour un allongement de ce dernier.

### 3.3. Application de la méthode au recensement de la population de la ville de MFOU et ses environs : février 1982.

Le recensement de la ville de MFOU et de ses environs s'est déroulé du 15 Février au 2 Mars 1982. Il a été réalisé par les étudiants de la 10<sup>è</sup> promotion de l'IFORD.

MFOU est une toute petite ville d'à peine 5.000 habitants située à 40 km de Yaoundé. Le recensement de la ville de Mfou et de ses environs était donc un recensement rural au contraire des deux premiers exemples qui étaient des enquêtes purement urbaines.

L'exploitation des résultats de ces recensements n'a pas encore commencé. Les résultats que nous présentons dans cet exemple ont été obtenus à partir d'un dépouillement manuel.

TABLEAU IX. TAUX DE FÉCONDITÉ ACTUEL OBSERVÉS POUR 1000 : MFOU 1982.

Ages révolus en années	Taux ‰
15 – 19	92,6
20 – 24	244,8
25 – 29	279,1
30 – 34	190,2
35 – 39	165,6
40 – 44	72,5
45 – 49	34,3

Le tableau X donne les intervalles moyens entre les deux dernières naissances dans chaque groupe d'âge.

**TABLEAU X. INTERVALLES MOYENS ENTRE LES DEUX DERNIÈRES  
NAISSANCES : MFOU 1982.**

Groupes d'âges	Intervalles moyens en années
15 – 19	2,96
20 – 24	2,87
25 – 29	2,76
30 – 34	2,80
35 – 39	3,05
40 – 44	2,67
45 – 49	2,99

L'estimation des taux de fécondité par application de la relation (III – 4) a permis d'obtenir les résultats du tableau XI. Les âges dans cet exemple comme dans les deux premiers sont décalés de six mois pour tenir compte de la période de référence des douze derniers mois.

**TABLEAU XI. TAUX DE FÉCONDITÉ ESTIMÉS POUR 1000 À PARTIR DE  
L'INTERVALLE ENTRE LES DEUX DERNIÈRES NAISSANCES.**

Âges révolus en années	Taux estimés ‰
14,5 – 18,5	110,6
19,5 – 23,5	298,9
24,5 – 28,5	333,7
29,5 – 33,5	221,1
34,5 – 38,5	207,8
39,5 – 43,5	77,9
44,5 – 48,5	41,1

Le produit par 5 de la somme de ces taux donne une somme de naissances réduite de 6,46 enfants par femme, la somme de naissances réduite observée étant de 5,40 enfants par femme et celle obtenue à partir des taux corrigés par la méthode de Brass 6,47 enfants par femme.

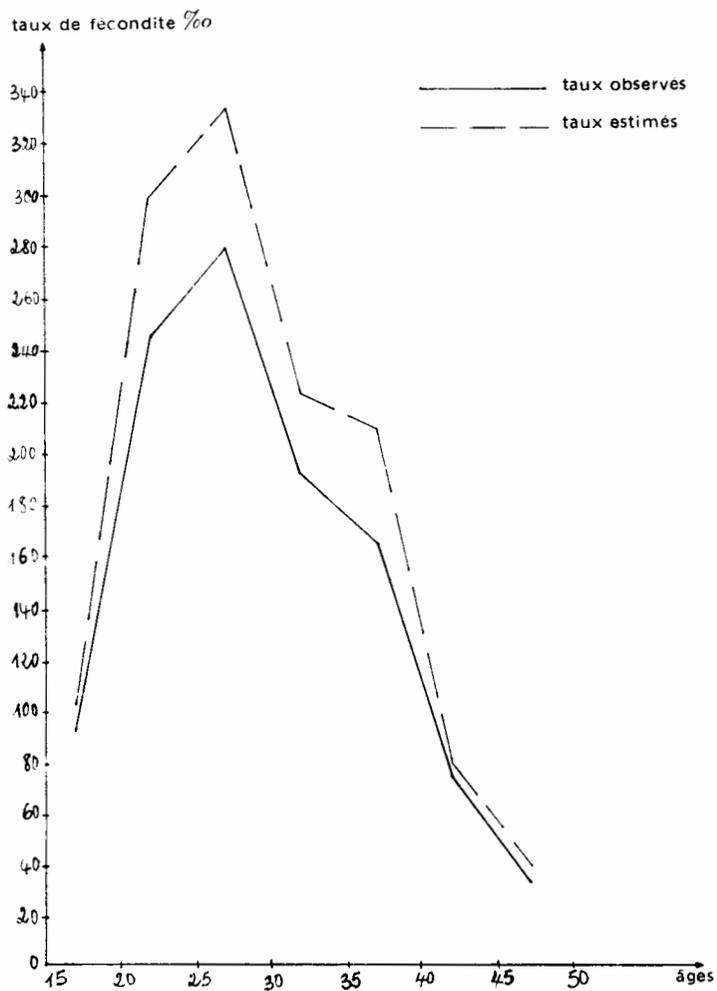
Ces premiers indices montrent que les taux estimés et corrigés sont supérieurs à ceux observés. De plus l'estimation des taux à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances fournit un même résultat que la correction des taux observés par la méthode de Brass.

TABLEAU XII. TAUX DE FÉCONDITÉ CORRIGÉS POUR 1000 PAR LA MÉTHODE DE BRASS : MFOU 1982.

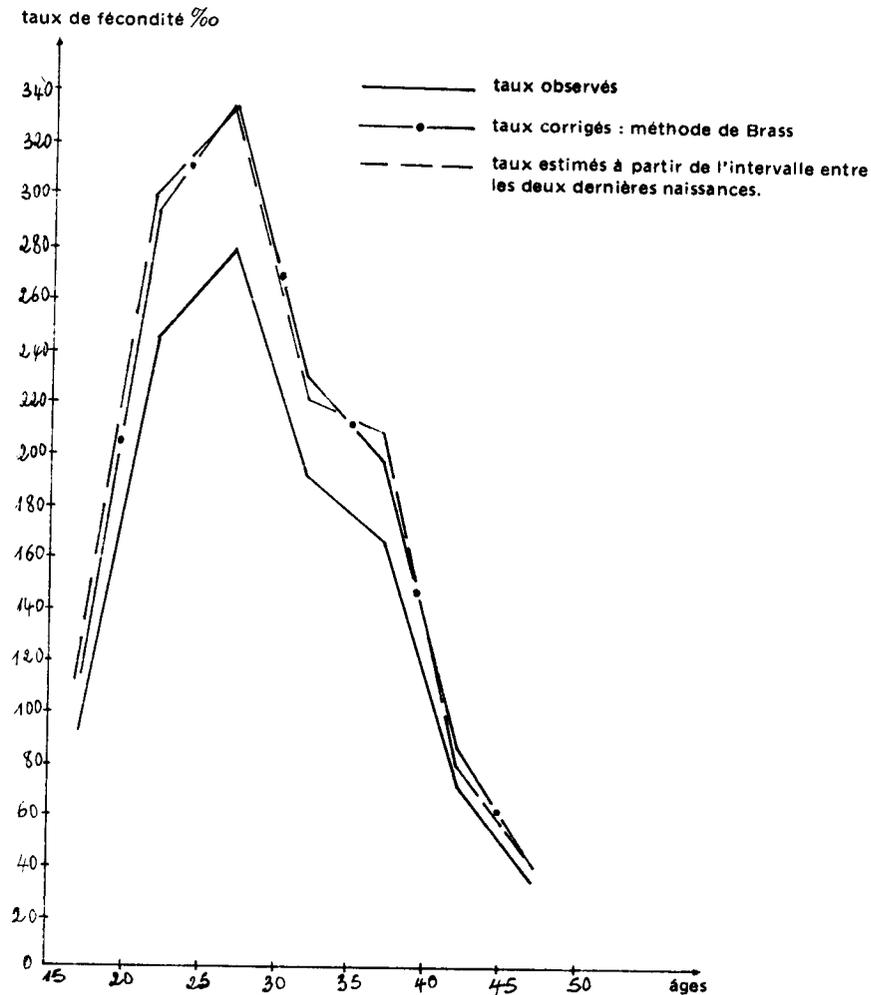
Ages révolus en années	Taux corrigés ‰
14,5 – 18,5	111,0
19,5 – 23,5	293,5
24,5 – 28,5	334,7
29,5 – 33,5	228,1
34,5 – 38,5	198,6
39,5 – 43,5	86,9
44,5 – 48,5	41,1

Les taux estimés à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances sont nettement supérieurs à ceux observés, la structure étant respectée à tous les âges. Dans ce troisième exemple nous obtenons les mêmes résultats que dans les deux premiers en ce qui concerne la comparaison des taux observés et estimés : taux assez proches entre 15 et 20 ans, et après 40 ans, un grand décalage entre 20 et 40 ans correspondant à une meilleure estimation des taux à ces âges. (graphique V). Les justifications du premier exemple sont encore ici valables.

La courbe des taux corrigés par la méthode de Brass est presque confondue avec celle des taux estimés à partir de ces deux dernières naissances (graphique VI. page 158). L'obtention d'une même descendance finale à partir de ces deux méthodes s'explique donc par la très faible différence entre les taux estimés et corrigés. Cette constatation confirme les résultats que nous avons déjà obtenus à partir des deux premiers exemples à savoir que les estimations des taux de fécondité à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances et par la méthode de Brass sont très proches si les parties moyennes ne sont pas très sous-estimés, et très différents dans le cas contraire. Enfin dans ce troisième exemple l'estimation des taux de fécondité à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances surestime légèrement les taux jusqu'à 20 ans et les sous-estime après par rapport à la méthode de Brass.



GRAPHIQUE 5. Comparaison entre taux de fécondité observés et estimés à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances. (Mjou 1982).



GRAPHIQUE 6. Taux de fécondité observés - taux de fécondité estimés à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances - taux corrigés par la méthode de Brass (Mfou 1982).

### 3.4. Application de la méthode à l'enquête fécondité de l'Indonésie 1976.

Les résultats de l'enquête fécondité de l'Indonésie de 1976 ont permis le calcul des taux de fécondité entre les années 1965 et 1976. L'ajustement de ces taux à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances a porté uniquement sur les années 1974 et 1976. Nous avons utilisé pour l'application de la méthode les intervalles moyens de l'année 1976 avec l'hypothèse qu'il y a eu une très faible variation des intervalles entre les deux années.

TABLEAU XIII. TAUX DE FÉCONDITÉ OBSERVÉS ET ESTIMÉS POUR 1000  
INTERVALLES MOYENS ENTRE LES DEUX DERNIÈRES  
NAISSANCES : INDONÉSIE 1976.

Ages en années révolues	1974		1976		Intervalles moyens en années
	Taux observés ‰	Taux estimés ‰	Taux observés ‰	Taux estimés ‰	
15 – 19	199	253	265	347	3,05
20 – 24	234	280	307	383	2,83
25 – 29	198	244	214	266	2,96
30 – 34	135	157	155	181	2,85
35 – 39	95	102	86	92	2,66
40 – 44	43	42	41	40	2,43
45 – 45	19	11	20	12	1,47

Les résultats obtenus montrent que les taux de fécondité de 1974 ont été très sous-estimés par rapport à ceux de 1976, puisque les taux ajustés en 1974 sont très proches de ceux observés en 1976. En effet la somme des naissances légitimes réduites de 1974 est égale à 4,62 enfants par femme, celle estimée est 5,45 enfants par femme. La somme des naissances réduites observées en 1976 est égale à 5,44 enfants par femme.

### 3.5. Autre méthode de calcul des intervalles moyens entre les deux naissances.

Au lieu de s'intéresser à toutes les femmes du groupe auquel on veut estimer les taux de fécondité, on peut se limiter uniquement à :

Celles qui ont eu au moins deux enfants dont un au cours des douze derniers mois. Cette méthode de calcul présente un avantage certain, car la collecte de l'information voulue est plus simple et beaucoup plus précise, les deux événements concernés étant encore récents.

L'application de cette méthode de calcul aux données du recensement de la ville de MFOU de 1982 a donné des résultats très proches de ceux de l'autre méthode (Tableau XIV) et a permis de déceler quelques erreurs de déclarations d'âge, ce qui a entraîné une sur-estimation du taux de fécondité du groupe d'âge 35–39 ans et une sous-estimation du taux du groupe précédent (200,6 ‰ pour 30–34 ans et 227,6 ‰

pour 35–39 ans). Cette erreur a été corrigée en faisant l'hypothèse que plus l'intervalle entre les deux dernières naissances est important (plus de cinq ans) plus les femmes ont tendance à vieillir leur âge. La correction de ces deux taux sous l'hypothèse précédente a donné un taux de 218,6 ‰ pour le groupe d'âge 30–34 ans et un taux de 203,3 ‰ pour le groupe d'âge 35–39 ans.

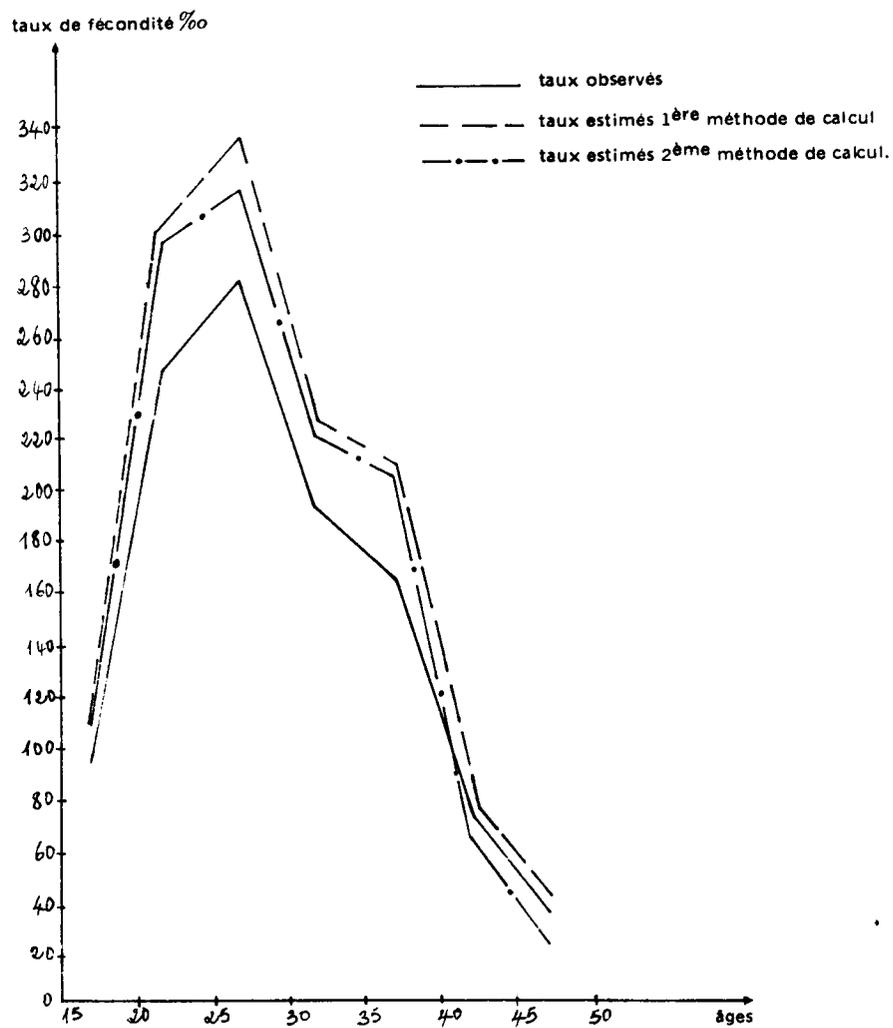
**TABLEAU XIV. TAUX DE FÉCONDITÉ OBSERVÉS ET ESTIMÉS PAR LA DEUXIEME MÉTHODE DE CALCUL : MFOU 1982.**

Ages en années révolues	Taux observés ‰	Taux estimés ‰
14,5 – 18,5	92,6	99,4
19,5 – 23,5	244,8	294,7
24,5 – 28,5	279,1	315,6
29,5 – 33,5	190,2	218,6
34,5 – 38,5	165,6	203,3
39,5 – 43,5	72,5	63,6
44,5 – 48,5	34,3	21,4

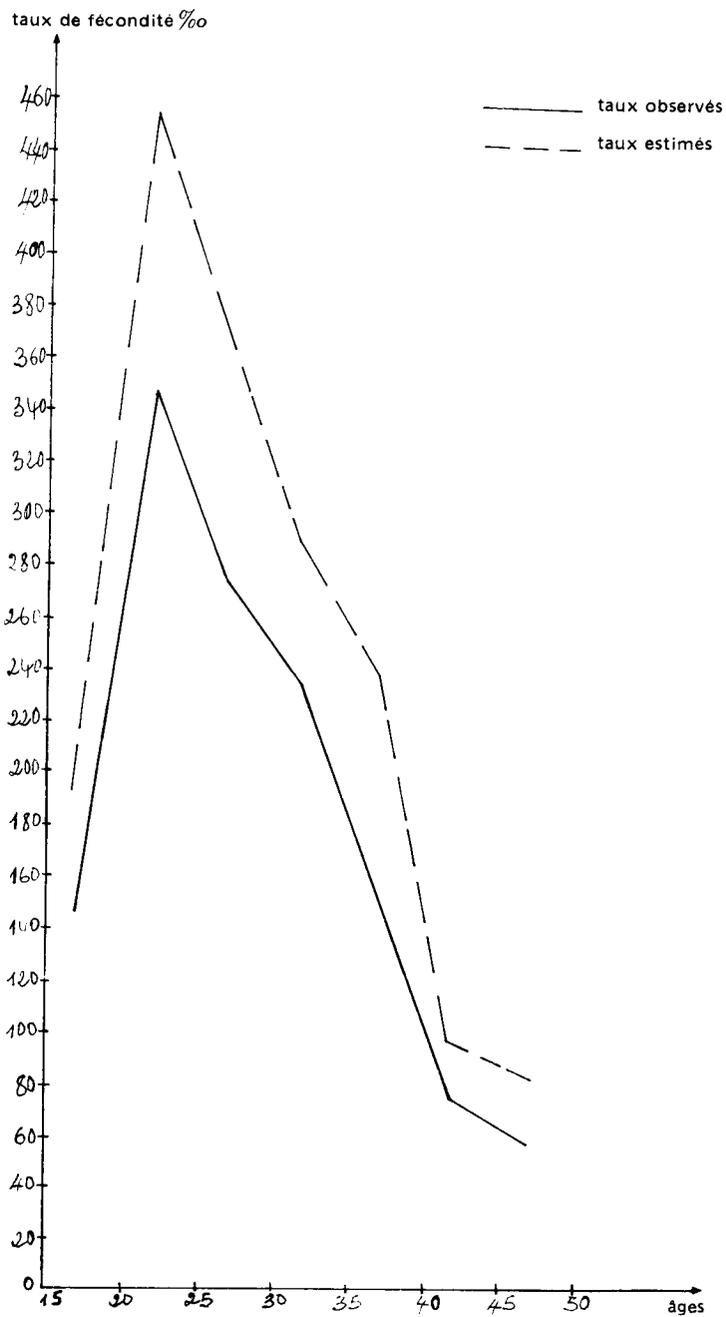
Enfin l'application de cette deuxième méthode de calcul aux résultats du recensement de la ville de Manjo de 1974 a donné les résultats du tableau ci-dessous.

**TABLEAU XV. TAUX DE FÉCONDITÉ OBSERVÉS ET ESTIMÉS : MANJO 1974.**

Ages en années révolues	Taux observés ‰	Taux estimés ‰
14,5 – 18,5	153	192
19,5 – 23,5	344	452
24,5 – 28,5	273	363
29,5 – 33,5	233	288
34,5 – 38,5	155	238
39,5 – 43,5	75	96
44,5 – 48,5	57	82



GRAPHIQUE 7. Taux de fécondité observés et estimés par les deux méthodes méthodes de calcul (Mfou 1982).



GRAPHIQUE 8. Taux de fécondité observés -- taux de fécondité estimés par la deuxième méthode de calcul. (Manjo 1974).

3.6. Détermination des taux de fécondité estimés aux groupes d'âges classiques.

Désignons par  $f_1, f_2, f_3, f_4, f_5, f_6, f_7$ , les taux de fécondité estimés correspondant aux groupes d'âges 14,5 – 18,5 ans à 44,5 – 48,5 ans. Si nous posons l'hypothèse qu'en six mois la fécondité des femmes varie très peu. Nous pouvons ramener les taux estimés  $f_i$  aux groupes d'âges classiques 15 – 19 ans, 20 – 24 ans, 25 – 29 ans, 30 – 34 ans, 35 – 39 ans, 40 – 44 ans et 45 – 49 ans en leur ajoutant le terme correcteur :

$$\Delta f_i = \frac{f_{i+1} - f_i}{10}$$

La quantité  $\Delta f_i$  n'est autre que le taux de variation des taux de fécondité entre les groupes d'âges  $i$  et  $i+1$ . ( $i$  variant du groupe d'âge 14,5 – 18,5 ans à 39,5 – 43,5 ans). Pour le dernier groupe d'âge le terme correcteur sera :

$$f_7 = \frac{-f_7}{10}$$

Nous obtenons alors les résultats suivants pour les trois exemples traités :

TABLEAU XVI. TAUX DE FÉCONDITÉ ESTIMÉS AUX GROUPES D'ÂGES CLASSIQUES : MBALMAYO 1979.

Ages révolus en années	Taux estimés ‰
15 – 19	100,8
20 – 24	240,4
25 – 29	277,4
30 – 34	242,0
35 – 39	144,1
40 – 44	111,2
45 – 49	14,6

**TABLEAU XVII. TAUX DE FÉCONDITÉ ESTIMÉS AUX GROUPES D'ÂGES  
CLASSIQUES : ESÉKA 1980**

Ages révolus en années	Taux estimés ‰
15 – 19	163,0
20 – 24	320,5
25 – 29	351,4
30 – 34	277,3
35 – 39	131,8
40 – 44	61,8
45 – 49	23,5

**TABLEAU XVIII. TAUX DE FÉCONDITÉ ESTIMÉS AUX GROUPES D'ÂGES  
CLASSIQUES : MFOU 1982**

Ages révolus en années	Taux estimés ‰
15 – 19	129,4
20 – 24	302,4
25 – 29	322,4
30 – 34	219,8
35 – 39	194,9
40 – 44	74,2
45 – 49	37,0

## CONCLUSION GENERALE

La méthode d'estimation de la fécondité à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances a donné, à notre avis, des résultats assez satisfaisants. Ces résultats nous amènent à penser que cette méthode peut-être appliquée aux données africaines et peut-être aux données de tous les pays à statistiques défectueuses. Toutefois, il faut noter que la qualité des résultats dépendra largement de celle des données de base.

La méthode reste cependant vulnérable aux erreurs de dénombrement et à celles des déclarations d'âges, ces erreurs ayant une influence très grande sur le calcul de l'âge moyen entre les deux dernières naissances.

D'autres erreurs se trouvent par contre très réduites dans le cas où les observations portent uniquement sur les deux dernières naissances. En particulier, les erreurs d'omissions de certains enfants par les femmes âgées et les erreurs de la mauvaise délimitation de la période de référence. En effet, une question portant sur les deux dernières naissances demande moins d'efforts aux enquêtés qu'une question sur toute la descendance ; de plus, les deux dernières naissances sont des faits récents ; il est donc facile de se les rappeler ; les naissances des douze derniers mois sont contenues parmi les deux dernières naissances, ce qui élimine l'effet de télescopage.

Enfin la question sur les deux dernières naissances peut simplifier grandement le questionnaire fécondité.

L'estimation de la fécondité à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances peut donc fournir de meilleurs résultats par rapport aux autres méthodes d'estimation et d'ajustement déjà existantes. Mais comme toute méthode d'estimation ou d'ajustement comporte des limites et des faiblesses, l'estimation de la fécondité à partir de l'intervalle entre les deux dernières naissances n'échappe pas à cette règle, et nous pensons que, au vu des résultats obtenus dans cette étude, la meilleure solution pour l'amélioration des statistiques démographiques en Afrique reste la recherche continue des méthodes de la collecte conduisant à des résultats plus précis.

## BIBLIOGRAPHIE

---

- I.FO.R.D. (Yaoundé) Centre Ivoirien de Recherches Economiques et Sociales (CIRES) — Direction de la Statistique (Abidjan). Actes du colloque de Démographie d'Abidjan (22 — 26 Janvier 1979) Volume 1 — Fécondité Abidjan, Mars 1980, 297 p.
- I.N.E.D., I.N.S.E.E. Office de la Recherche Scientifique et Technique d'Outre-Mer (ORSTOM), Secrétariat d'Etat aux Affaires Etrangères chargé de la Coopération (Paris). Sources et Analyse des données démographiques. Application à l'Afrique d'expression française et à Madagascar : Deuxième partie : Ajustements des données imparfaites 182 p. Troisième partie, édition partielle : La Nuptialité par D. TABUTIN, J. VALLIN. La fécondité par A. DITTGEN — CH. GUITTO. 117 p.
- HENRY L. Démographie : analyse et modèle. Sciences Humaines et Sociales. LAROUSSE, 340 p.
- NATIONS UNIES Manuels sur les Méthodes d'estimation de la population. Premier manuel : Méthodes d'estimation de la population à une date actuelle. 54 p.  
Deuxième manuel : Evaluation de la qualité des statistiques de base utilisées pour les estimations de la population 80 p.  
Manuel IV : Méthodes permettant d'estimer les mesures démographiques fondamentales à partir des données incomplètes, 135 p.
- PRESSAT R. L'Analyse démographique. Presses universitaires de France — Paris, 1973 321 p.

- ROZANOV Y. Processus aléatoires, traduit du russe par A. SOKOVA. Editions Mir Moscou, 1975, 272 p.
- UIESP (Belgique) Natural Fertility. ORDINA EDITIONS. 556 p.
- VENTSEL H. Théorie des probabilités, traduit du russe par A. SOKOVA. Editions Mir Moscou, 1973, 563 p.
- WUNSCH Guillaume Méthodes d'analyse démographique pour les pays en développement, Université catholique de Louvain — Département de Démographie. ORDINA Editions, 202 p.

# ANNEXES

## ANNEXE I.

*Formule d'estimation de la fécondité cumulée moyenne de Brass :*

$$F_i = 5 \times \sum_{j=0}^{i-1} f_j + w_i f_i$$

- $F_i$  est la fécondité cumulée moyenne du groupe d'âge  $i$ .
- $5 \times \sum_{j=0}^{i-1} f_j$  représente le total multiplié par 5 des taux de fécondité  $i$ , c'est-à-dire la fécondité cumulée à l'âge limite inférieure de  $i$ .
- $f_i$  est le taux de fécondité actuelle du groupe  $i$ .
- $w_i$  est un coefficient estimé à partir de la fonction d'ajustement.

## ANNEXE II. TABLEAUX

**TABLEAU AI. RÉPARTITION DES NAISSANCES DES DOUZE DERNIERS MOIS :  
MBALMAYO 1979.**

Groupes d'âges	Naissances	Effectifs des femmes
12 – 14 ans	10	996
15 – 19 ans	130	1682
20 – 24 ans	258	1218
25 – 29 ans	167	739
30 – 34 ans	108	560
35 – 39 ans	69	594
40 – 44 ans	41	515
45 – 49 ans	4	343
<b>TOTAL</b>	<b>787</b>	<b>6647</b>

*Source :* Rapport de l'enquête démographique de Mbalmayo. IFORD.

**TABLEAU AII. NOMBRE MOYEN D'ENFANTS NÉS VIVANTS PAR FEMME :  
MBALMAYO 1979.**

Groupes d'âges	Effectifs des femmes	Nombre d'enfants nés vivants	Parité moyenne
12 – 14 ans	996	8	0,01
15 – 19 ans	1678	371	0,22
20 – 24 ans	1215	1528	1,21
25 – 29 ans	737	1995	2,71
30 – 34 ans	558	1902	3,41
35 – 39 ans	589	2207	3,75
40 – 44 ans	514	1988	3,87
45 – 49 ans	343	958	2,79
50 – 55 ans	276	641	2,32

Source : Rapport d'enquête démographique de Mbalmayo IFORD.

**TABLEAU AIII. RÉPARTITION DES NAISSANCES DES DOUZE MOIS :  
ESÉKA 1980.**

Groupes d'âges	Naissances	Effectifs des femmes
12 – 14 ans	4	440
15 – 19 ans	81	630
20 – 24 ans	107	394
25 – 29 ans	83	290
30 – 34 ans	49	213
35 – 39 ans	26	217
40 – 44 ans	16	217
45 – 49 ans	5	200
50 – 54 ans	3	161
TOTAL	374	2665

Source : Rapport de l'enquête fécondité de la ville d'Eséka (non publié).

**TABEAU AIV. NOMBRE D'ENFANTS NÉS VIVANTS SELON L'ÂGE DE LA FEMME ET LA PARITÉ MOYENNE.**

Groupes d'âges	Effectifs des femmes	Nombre d'enfants nés vivants	Parité moyenne
12 – 14 ans	440	5	0,018
15 – 19 ans	630	111	0,221
20 – 24 ans	394	242	1,168
25 – 29 ans	290	239	2,190
30 – 34 ans	213	188	2,831
35 – 39 ans	217	175	2,820
40 – 44 ans	271	214	2,989
45 – 49 ans	200	154	2,910
50 – 54 ans	161	93	1,969
55 – 59 ans	112	76	2,116

Source : IFORD : Rapport de l'enquête fécondité de la ville de Eséka.

**TABEAU AV. RÉPARTITION DES NAISSANCES DES DOUZE DERNIERS MOIS : MFOU 1982.**

Groupes d'âges	Naissances	Effectifs des femmes
15 – 19 ans	41	443
20 – 24 ans	94	384
25 – 29 ans	72	258
30 – 34 ans	31	163
35 – 39 ans	27	163
40 – 44 ans	15	207
45 – 49 ans	6	175
<b>TOTAL</b>	<b>286</b>	<b>2083</b>

**TABLEAU AVI. NOMBRE MOYEN D'ENFANTS NÉS VIVANTS PAR FEMME :  
MFOU 1982.**

Groupes d'âges	Effectifs des femmes	Nombre d'enfants nés vivants	Parité moyenne
15 – 19 ans	443	128	0,289
20 – 24 ans	384	555	1,445
25 – 29 ans	258	754	2,922
30 – 34 ans	163	669	4,104
35 – 39 ans	163	675	4,141
40 – 44 ans	207	957	4,623
45 – 49 ans	175	708	4,046

**TABLEAU AVII. RÉPARTITION DES INTERVALLES ENTRE LES DEUX DERNIÈRES NAISSANCES SUIVANT L'ÂGE DES FEMMES À L'AVANT-DERNIÈRE NAISSANCE : MBALMAYO 1980.**

Intervalle 2 dernières naissances  Age de la femme à l'avant- dernière nais- sance		12	17	21	25	29	33	37	41	45	49	53	57	61
	- 12 mois	16	20	24	28	32	36	40	44	48	52	56	60	61 mois et +
15 - 19 ans	1	8	11	32	39	18	21	11	7	6	2	4	5	9
20 - 24 ans	7	18	29	45	72	46	35	22	11	10	4	4	3	19
25 - 29 ans	1	8	18	39	45	44	33	17	9	10	9	7	6	18
30 - 34 ans	1	5	9	26	40	26	30	22	12	18	10	7	8	11
35 - 39 ans	-	3	10	17	28	22	24	17	9	14	10	3	6	11
40 - 44 ans	-	-	-	2	7	13	15	7	9	9	8	5	1	16

+ Non compris les intervalles supérieurs à 10 ans.

TABLEAU AVIII. RÉPARTITION DES INTERVALLES ENTRE LES DEUX DERNIÈRES NAISSANCES ENTRE L'ÂGE DES FEMMES À L'AVANT-DERNIÈRE NAISSANCE : ESÉKA 1980

Intervalle 2 dernières naissances  Age de la femme à l'avant- dernière nais- sance		12	17	21	25	29	33	37	41	45	49	53	57	61
	- 12 mois	1 16	1 20	1 24	1 28	1 32	1 36	1 40	1 44	1 48	1 52	1 56	1 60	mois et +
15 - 19 ans	6	11	9	51	26	16	22	7	8	10	5	6	8	12
20 - 24 ans	4	31	18	63	43	22	41	8	9	12	4	5	7	21
25 - 29 ans	7	17	20	45	34	22	37	11	10	24	1	3	8	22
30 - 34 ans	4	11	8	28	35	15	30	16	9	17	5	6	7	16
35 - 39 ans	1	16	9	32	21	8	19	8	5	8	1	2	8	13
40 - 44 ans	-	1	3	15	5	4	5	1	1	3	-	-	1	4
45 - 49 ans	-	-	1	3	1	-	2	-	-	1	2	-	-	1

+ Non compris les intervalles supérieurs à 10 ans.

**TABLEAU AIX. RÉPARTITION DES INTERVALLES ENTRE LES DEUX DERNIÈRES NAISSANCES SUIVANT L'ÂGE DES FEMMES À L'AVANT-DERNIÈRE NAISSANCE : MFOU 1982.**

Intervalle 2 dernières naissances  Age de la femme à l'avant- dernière nais- sance		12	17	21	25	29	33	37	41	45	49	53	57	61
	- 12 mois	16	20	24	28	32	36	40	44	48	52	56	60	et +
15 - 19 ans	1	8	7	43	33	18	31	11	10	17	2	3	8	16
20 - 24 ans	4	17	17	68	32	26	32	11	9	16	6	4	8	25
25 - 29 ans	2	17	5	48	24	13	19	5	10	6	4	2	4	14
30 - 34 ans	2	18	10	39	27	14	18	8	6	14	3	4	4	14
35 - 39 ans	-	11	5	24	15	17	20	15	11	16	1	3	2	13
40 - 44 ans	-	6	4	15	8	3	9	4	1	4	-	-	5	2
45 - 49 ans	1	2	-	4	-	4	3	-	-	2	1	-	1	2

+ Non compris les intervalles supérieurs à 10 ans.