

Dm

F20

IBISCUS
0791

Coll. Ref.
Fole 4

O.R.S.T.O.M. - DEMOGRAPHIE

MORTALITE INFANTILE ET JUVENILE A ABIDJAN
COMPARAISON AVEC LES DONNEES DE LA COTE D'IVOIRE
(1978 - 1979)

Ph. ANTOINE, C. HERRY

SEMINAIRE SUR : "LA MORTALITE DANS L'ENFANCE"
PARIS - 13-17 Septembre 1982

O.R.S.T.O.M. Fonds Documentaire

N° : 21232

Cpte

15 7 M

MORTALITÉ INFANTILE ET JUVÉNILE À ABIDJAN
COMPARAISON AVEC LES DONNÉES DE LA CÔTE D'IVOIRE
(1978 - 1979)

Ph. ANTOÏNE

C. HERRY

Les données concernant la mortalité tant pour l'ensemble de la Côte d'Ivoire que pour Abidjan, sont rares. L'enquête démographique à passages répétés réalisée en 1978-1979 par la Direction de la Statistique permet de combler partiellement cette lacune. Pour les besoins de l'enquête, le pays a été divisé en cinq strates : Forêt urbaine et rurale; savane urbaine et rurale; Abidjan. A l'aide des données de cette enquête nous allons esquisser les niveaux et tendances de la mortalité infantile et juvénile à Abidjan, résultats que nous confronterons aux données concernant l'ensemble de la Côte d'Ivoire (1). Une présentation rapide de la capitale s'impose.

Abidjan au premier passage de l'enquête (en 1978) compte 1.260.000 habitants. La croissance de la ville se maintient à un niveau élevé depuis une trentaine d'années : 10 à 11 % par an. Ce taux ne rend pas compte de l'importance des mouvements migratoires intra-urbains : environ 200.000 personnes ont changé de résidence au sein de la ville durant l'année de l'enquête. Quant aux flux migratoires vers la ville ils sont beaucoup plus élevés que ne le laisse paraître le taux de croissance; environ 250.000 personnes immigrèrent au cours de la période considérée. Une très forte

(1) Résultats de l'Enquête à Passages Répétés. Structures et Mouvement Naturel. Direction de la Statistique. Abidjan 1982; à paraître.

hétérogénéité ethnique résulte de ce phénomène. La population autochtone ne représente qu'une petite minorité (3,3 % d'Ebrié). L'origine géographique des abidjanais est la suivante :

Tableau 1 : POPULATION RESIDENTE SELON LE LIEU DE NAISSANCE

Groupe d'âge	Abidjan		Côte d'Ivoire Forêt		Côte d'Ivoire Savane		Etranger	
	NA	%	NA	%	NA	%	NA	%
0 - 4 ans	205.260	82	23.126	9	9.327	4	13.713	5
Autres âges	238.067	23,3	306.938	30,2	154.379	15,2	318.076	31,3

1. COLLECTE DES DONNEES

1.1. La méthode

L'enquête à passages répétés est par définition "l'observation à plusieurs reprises d'un échantillon permanent de population"; le suivi de cette population permet une meilleure saisie tant des événements que de leur date toujours relativement récente et donc moins sujette à oubli ou approximation. Le tableau 2, permet de noter la bonne précision des données : 90 % des décès de moins d'un mois sont connus avec exactitude; tant la date de naissance que la date de décès, sont déclarées au jour près.

Tableau 2 : DEGRE DE PRECISION DE L'AGE AU DECES
(Effectif non extrapolé)

Age au décès	Jour	Mois	Année
0 mois	57	6	0
1 - 5 mois	11	12	0
6 - 11 mois	10	11	1
12 - 23 mois	13	26	4
24 - 59 mois	8	19	7
TOTAL	99	74	12

Pour les moins d'un an les déclarations sont connues dans 48 % des cas au jour près et à 52 % au mois près.

Pour les 1 - 4 ans, le degré de précision diminue et on enregistre 27 % des déclarations en jour, 59 % en mois et 14 % en année. Cette imprécision résulte essentiellement de la date de naissance.

La méthode d'enquête à passages répétés est particulièrement fiable lorsque l'on suit les mêmes individus durant une période définie d'observation, mais s'avère difficile à appliquer dans un cas comme celui d'Abidjan. La permanence de la population ne concernant qu'environ 50 % des

abidjanais, l'application de cette méthode nous conduit plutôt à observer des aires géographiques précises (420 districts d'enquête). Il est illusoire de chercher à connaître le devenir des émigrants après leur sortie de l'aire d'observation, la seule information recueillie indirectement étant leur première destination.

L'enquête a comporté trois passages à six mois d'intervalle. Au premier passage on a dénombré 43.767 individus résidents présents ou absents(1). Au troisième passage 31.949 sont toujours résidents. 190 sont décédés. 11.617 sont sortis d'observation, ayant migré soit en ville soit vers l'extérieur de la ville. Durant la même période on enregistre 15.317 nouveaux arrivants et 2.705 naissances. La déperdition de l'échantillon est donc importante, et nous ne sommes plus dans les conditions idéales d'une étude des mouvements naturels par enquête à passages répétés puisqu'il n'y a pas observation suivie de l'ensemble des individus recensés au premier passage, mais d'une partie seulement.

Une autre constatation s'impose : les décès infantiles sont particulièrement nombreux dans les premiers jours suivant la naissance. La collecte des décès infantiles ne bénéficie pas à plein des avantages de l'enquête à passages répétés. Le tableau 3 est particulièrement révélateur, il nous donne la répartition des décès suivant le passage où ils sont observés.

Tableau 3 : REPARTITION DES DECES SELON LE PASSAGE

Age au décès	Omission à un passage déclaration au suivant	Créé (Naissance ou arrivée) Décédé même passage	Résident Passage N-1 Décédé Passage N
0 Mois	1	58	4
1 - 5 mois	0	12	11
6 - 11 mois	0	0	22
12 - 23 mois	0	3	40
24 - 59 mois	1	0	33
5 ans et +	0	16	118
TOTAL	2	89	228

(1) Résident présent (R.P.) : personne résidant depuis 6 mois dans le district d'enquête ou ayant l'intention de rester au moins 6 mois. Résident absent R.A.) : a quitté son domicile pour une période de moins de 6 mois.

Ainsi sur 109 décès de moins d'un an 71 soit 65 % ont été enregistrés alors que l'enfant n'était pas né au passage précédent (c'est-à-dire que la naissance et le décès sont déclarés au même passage). L'intérêt de l'observation suivie s'émousse dans ce cas, et des risques d'omissions subsistent, même si l'on demande aux femmes à chaque passage si elles sont enceintes ou non, un intervalle de 6 mois entre deux passages étant trop long pour déceler efficacement toutes les grossesses.

Enfin, quelle que soit la méthode utilisée, force est de constater que la collecte de données précises sur la mortalité se heurte à des facteurs d'ordre psycho-sociologiques quasi généraux. C'est par exemple les réticences à l'égard de l'expression de la mort, qui existent aussi bien chez les enquêtés que chez les enquêteurs. Les périphrases utilisées pour parler de la mort illustrent ces réticences : il n'est pas interdit d'en parler, mais il faut distinguer entre "ce qui peut être dit" et "ce qui doit être dit autrement". De la mort biologique ne résulte pas obligatoirement une disparition sociale. Par exemple encore, l'attitude à l'égard des nouveaux-nés dont le statut social est quasi inexistant dans la plupart des sociétés traditionnelles. Leur mort biologique ne se traduit pas, (encore moins que pour les adultes) par une disparition sociale, puisqu'il n'y a pas eu vraiment intégration. Ceci explique en partie les inhumations furtives et clandestines d'enfants à Abidjan, le coût élevé d'une inhumation officielle intervenant pour une autre part. Le décès est donc très souvent caché (l'enfant "est parti"), même aux proches voisins. La proximité temporelle de la mort constitue également une raison supplémentaire d'omission (1).

On se trouve donc dans une situation paradoxale où ce qui est le plus important pour le démographe est secondaire pour les enquêtés.

1.2. Décès et mobilité

Dans le cas de l'enquête ivoirienne on enregistre une très forte mobilité de la population, en milieu urbain tout particulièrement (2). L'analyse de la répartition des décès suivant la situation de résidence au moment du décès (tableau 4), conduit à faire trois constatations :

-
- (1) A plusieurs reprises un voisin est intervenu auprès des enquêteurs pour leur demander de ne pas importuner la mère du défunt.
 - (2) Cet aspect - décès et mobilité - est développé dans une communication présentée au séminaire sur les méthodes d'analyse et de collecte des données dans les études sur la mortalité. UIESP - Dakar - (juillet 1981). Ph. Antonne, C. Herry : "Enquêtes à passages répétés et étude de la mortalité en milieu urbain". 10 p. multigr.

- relativement peu de décès sont enregistrés
- la plupart concernent la mortalité infantile ou juvénile
- l'essentiel des décès (68 %) concerne des individus résidents absents, soit hors d'Abidjan soit à l'hôpital à Abidjan.

Tableau 4 : SITUATION DE RESIDENCE AU DECES ET LIEU DE DECES

Assistance au décès	Lieu du décès	Abidjan		Hors Abidjan	
	Situation de résidence	R.P.	R.A.	R.A.	Non résident
Hôpital	0 an		53	3	1
	1 - 4 ans		25	6	2
	Autres âges		50	10	6
Hors formation sanitaire	0 an	39	3	10	1
	1 - 4 ans	19	4	20	3
	Autres âges	28	5	28	4
TOTAL		86	140	77	17

Ces trois constatations résultent du même phénomène, la *forte émigration des populations à haut risque de mortalité*.

En ce qui concerne la mortalité infantile le déplacement des mères, avant ou après l'accouchement, et donc des nouveaux nés, est un facteur de sous-estimation. Certaines femmes partent accoucher au village; l'absence est alors souvent supérieure à 6 mois. Elles sont donc considérées comme non résidentes, bien qu'il ne s'agisse que d'une absence, longue mais temporaire (1). Le phénomène le plus fréquent est néanmoins le retour au village après l'accouchement, dans un but de repos pour la mère, pour satisfaire à l'obligation traditionnelle de séparation temporaire des conjoints, ou simplement pour présenter le nouveau-né à la famille. Ici encore l'absence du couple mère-enfant dans la période à plus haut risque de mortalité infantile est une cause importante de sous-estimation des décès d'enfants, d'autant plus qu'au moment de la collecte des informations la famille restée à Abidjan ne dispose pas de renseignements récents sur les absents.

(1) La définition retenue pour les résidents était peut être trop restrictive.

Deux chiffres illustrent ce propos : pour les femmes dont on sait qu'elles ont eu une issue, 21 % sont parties après l'accouchement (23 % pour les ivoiriennes), 10 % se sont déplacées avant l'issue (12 % pour les ivoiriennes).

On peut à juste titre se demander si dans de telles conditions de mobilité l'importance du phénomène migratoire n'occulte pas largement la perception du phénomène mortalité beaucoup plus rare. L'ensemble de ces considérations non exhaustives démontre qu'il est nécessaire de manier avec beaucoup de prudence toutes les données concernant la mortalité.

Afin de neutraliser en partie l'interférence des migrations, nous n'avons pris en compte que la population ivoirienne dans l'analyse présentée ci-après.

2. LES NIVEAUX DE MORTALITE INFANTILE ET JUVENILE

En principe, toutes les données nécessaires pour un véritable début d'analyse longitudinale sont disponibles et l'on devrait pouvoir calculer directement les quotients de mortalité. Les départs perturbant fortement l'analyse de la mortalité, on ne retient que la population résidente au premier passage et ainsi on peut calculer de façon classique le quotient de mortalité en ne tenant compte que des émigrations touchant cette population. Pour les enfants nés au cours de l'enquête nous avons retenu ceux nés d'une mère résidente au premier passage. Cette méthode, plus rigoureuse sur le plan de l'analyse présente l'inconvénient de ne considérer qu'une sous population d'individus toujours résidents et de faire l'hypothèse que la population émigrante connaît la même mortalité, hypothèse qui pour toutes les raisons déjà exposées nous paraît erronée.

Une autre méthode, plus simple, consiste à calculer les taux de mortalité en retenant comme numérateur l'ensemble des décès concernant des individus résidents au moment de l'événement, et au dénominateur la population moyenne (celle résidente au deuxième passage); cette méthode plus grossière présente l'avantage de prendre en compte le maximum de population possible; on ne peut pourtant pas saisir la mortalité de tous les émigrants mais tout au moins on intègre les décès (pour l'ensemble national) des individus immigrants devenus résidents après le premier passage.

La forte mobilité qui affecte les populations tant ivoirienne qu'étrangère, demeure un obstacle à l'analyse fine car dans l'état actuel des données il demeure impossible de mesurer la mortalité différentielle touchant les migrants.

Enfin nous avons recours à une méthode indirecte : l'estimation de la mortalité à partir du taux de survie des enfants. Cette méthode exige un certain nombre de conditions qui ne sont peut-être pas réunies en milieu urbain: entre autres, une constance de la structure par âge de la fécondité, ainsi qu'une constance au cours des dernières années, des taux de mortalité infantile et juvénile. Par contre la méthode présente l'avantage de porter sur un grand nombre d'observations pour chaque femme. Ainsi à Abidjan chez les femmes de 30-34 ans nous avons obtenu des réponses concernant en moyenne 4,71 enfants (dont 0,74 décédé). Remarquons que dans l'enquête à passages répétés et compte tenu de nos résultats, c'est environ 1 femme d'âge fécond sur 70 qui fournit un décès infantile.

2.1. Calcul direct des quotients

Il est possible de calculer directement les quotients de mortalité en retenant la sous population des résidents au premier passage et en notant d'une part les décès de résidents (qu'ils soient absents ou présents) et d'autre part les émigrations; on peut ainsi calculer la mortalité dans chacun des triangles. Le diagramme de Lexis ci-joint (figure 1) nous donne la répartition des décès et des émigrations pour l'ensemble de la Côte d'Ivoire (population ivoirienne uniquement).

La formule générale de calcul du quotient dans ce cas est la suivante :

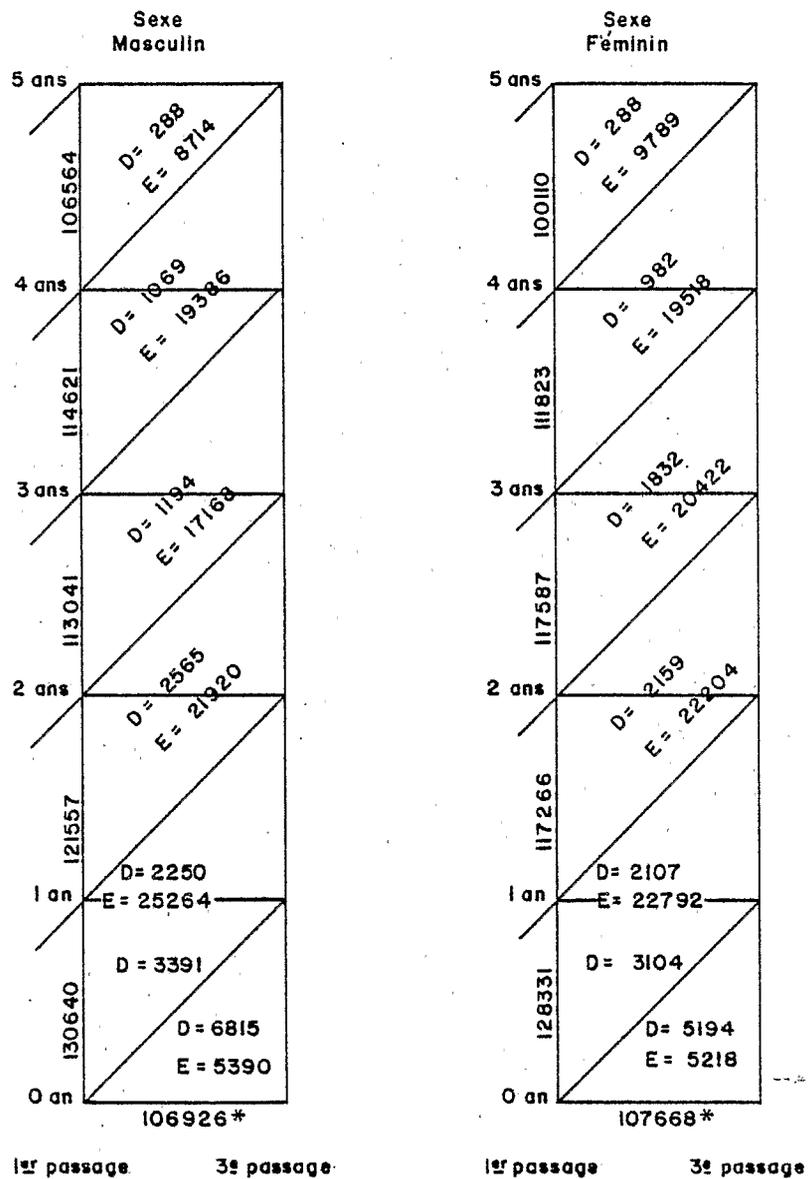
$$1q^x = \frac{D(x, x+1)}{Px - \frac{1}{2} E(x, x+1)}$$

P_x : : la population au $x^{\text{ème}}$ anniversaire

$D(x, x+1)$: les décès entre le $x^{\text{ème}}$ et $(x+1)^{\text{ème}}$ anniversaire

$E(x, x+1)$: les émigrations entre le $x^{\text{ème}}$ et $(x+1)^{\text{ème}}$ anniversaire.

Fig.1 CALCUL DES QUOTIENTS POUR LA POPULATION IVOIRIENNE RESIDENTE AU 1^{er} PASSAGE



*: Naissances issues de femmes résidentes au 1^{er} passage

Pour la mortalité infantile le calcul est donc (exemple du sexe masculin) (1) :

$$1q_0 = \frac{6815}{106296 - \frac{1}{2}(5390)} + \frac{3391}{130645 - \frac{1}{2}(12632)}$$

Pour la mortalité juvénile on procède au même type de calcul, triangle par triangle, pour chaque année d'âge; ensuite, les produits successifs des taux de survie permettent de calculer le niveau de mortalité 1 - 4 ans. Le tableau 5 présente l'ensemble des résultats obtenus.

Tableau 5 : QUOTIENTS DE MORTALITE INFANTILE ET JUVENILE (%) NATIONALITE IVOIRIENNE

		Abidjan	Milieu urbain	Milieu rural	Ensemble national
Sexe masculin	$1q_0$	59	70,3	102,8	92,7
	$4q_1$	31	42,5	77,0	66,7
Sexe féminin	$1q_0$	33	50,8	85,0	74,7
	$4q_1$	44	62,3	69,8	67,6

Cette série de quotients est globalement cohérente pour le sexe masculin; pour le sexe féminin on relève des niveaux élevés de mortalité juvénile par rapport à la mortalité infantile, sans qu'il soit possible pour l'instant de justifier ce phénomène.

2.2. Calcul des taux et passage aux quotients

En rapportant les décès d'un groupe d'âge à sa population moyenne, on obtient le taux de mortalité pour ce groupe d'âges.

(1) Si les émigrations sont régulières au cours de l'année d'observation, on peut faire l'hypothèse d'une équi-répartition entre les deux triangles, ainsi 12632 départs entre 0 et 1 an et 12632 entre 1 et 2 ans.

Nous sommes passés des taux au quotient par la formule classique :

$$a_{qx} = \frac{2a a^{mx}}{2 + a a^{mx}}$$

a_{qx} est le quotient

a^{mx} le taux

a l'étendue du groupe d'âges.

Cette formule ne peut s'appliquer sans biais aux jeunes âges, car le nombre de survivants n'évolue pas de façon linéaire entre 0 et 5 ans. Pour le calcul du quotient de mortalité infantile nous avons donc utilisé la formule suivante :

$$a_{qx} = \frac{1^m_0}{1 + \lambda 1^m_0}$$

où λ est le rapport des décès se produisant l'année de naissance sur l'ensemble des décès de moins d'un an de la même année. Nous retenons pour λ la valeur moyenne proposée par G. Wunsch (1) : $\lambda = 0,775$ et pour le groupe

d'âge 1-4 ans la relation suivante :

$$4q_1 = \frac{8 (4 + 1)}{2 + 4,80 (4 + 1)}$$

Les résultats ainsi obtenus sont regroupés au tableau 6.

Tableau 6: TAUX OBSERVES ET QUOTIENTS (%) DE MORTALITE (POPULATION IVOIRIENNE)

Age	Abidjan		Milieu urbain autre qu'Abidjan		Milieu rural		Ensemble	
	a^{mx}	a_{qx}	a^{mx}	a_{qx}	a^{mx}	a_{qx}	a^{mx}	a_{qx}
0 an	55	53	76	72	101	94	90	84
1-4 ans	11	43	17	65	21	80	19	73

soit un écart de un à deux entre Abidjan et le milieu rural. Les résultats par sexe pour l'ensemble de la population ivoirienne mettent en évidence une surmortalité masculine à 0 an (tableau 7).

(1) G. Wunsch - A. Canedo : La transformation des taux en quotients aux premiers âges de la vie. GENUS, vol XXXIV n° 3-4 - 1978; pp. 133-140.

Tableau 7 : TAUX ET QUOTIENTS (%) DE MORTALITE PAR SEXE
(ENSEMBLE DE LA COTE D'IVOIRE)

Age	Sexe masculin		Sexe féminin	
	a ^m x	a ^q x	a ^m x	a ^q x
0 an	100,2	93	80,8	76
1-4 ans	19,2	73	18,7	72

2.3. Estimation à partir des taux de survie des enfants

Cette méthode de W. Brass (1) est très utilisée dans les pays anglophones. Elle se fonde sur l'interrogation rétrospective des femmes âgées de plus de 12 ans. La fiche individuelle d'enquête comportait les questions suivantes :

- 1- Parmi les enfants que vous avez mis au monde combien vivent actuellement avec vous ? Filles ;Garçons
- 2- Combien vivent ailleurs ? Filles ;Garçons
- 3- Combien sont décédés ? Filles ;Garçons

On enregistre pour chacune d'entre elles le nombre total d'enfants de chaque sexe mis au monde et le nombre de ceux encore en vie au moment de l'interrogatoire; on calcule ensuite pour chaque groupe d'âge la proportion d'enfants survivants; pour que la méthode donne des résultats corrects cinq conditions devraient être réunies :

- La structure par âges de la fécondité est restée à peu près constante au cours des dernières années. En Côte d'Ivoire en milieu urbain la précocité des issues tend à reculer.

(1) Pour une présentation détaillée de la méthode, consulter :

-Manuel IV des Nations Unies. Méthodes permettant d'estimer les mesures démographiques fondamentales à partir de données incomplètes.-New York 1969, 135 p.

- R. Clairin : Ajustement des données imparfaites INED-INSEE-ORSTOM Paris 1973, 183 p.

- Les taux de mortalité infantile et juvénile sont restés constants au cours des dernières années. Cette condition n'est pas remplie; au contraire, il s'est certainement produit une baisse assez rapide de la mortalité infantile, en particulier à Abidjan.

- 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. En fait, comme le fait remarquer Blacker (1) il a été fréquemment constaté que la mortalité était sensiblement plus élevée pour les naissances de rang un que pour les suivantes.

- La fréquence des omissions dans les réponses est à peu près identique. Cette hypothèse est la plus critiquée, car on risque fort de sous déclarer les enfants décédés. Il y a plutôt là une cause de sous estimation.

- La structure de la mortalité des jeunes enfants suit à peu près celle des tables-types. Il semble que cela ne soit pas le cas pour la mortalité infanto-juvénile ; la mortalité juvénile étant plus élevée.

Nous obtenons donc plutôt une estimation relativement haute de la mortalité, estimation traduisant la situation moyenne des cinq dernières années précédant l'enquête. Après avoir calculé la proportion de survivants, on procède à un ajustement. W. Brass a démontré qu'il existait une correspondance entre groupe d'âge des mères et âge des enfants; ainsi, on constate la faible différence entre la proportion des enfants qui décèdent avant leur deuxième anniversaire et la proportion d'enfants décédés $(1 - \frac{S_i}{P_i})$ dans la progéniture des femmes du groupe d'âges 20-24 ans. Brass a calculé une série de coefficients d'ajustement qui servent à modifier les estimations de la proportion d'enfants mourant avant d'avoir 1, 2, 3 ans... selon que l'âge de début de la procréation dans la population concernée est précoce ou tardif. Le rapport des parités des descendance moyennes à 15-19 ans et 20-24 ans, $\frac{P_1}{P_2}$, qui est en corrélation avec l'âge de début de la fécondité, constitue un bon indicateur de cette précocité. Après ajustement, on aboutit aux probabilités de décéder rassemblées au tableau 8.

(1) J. Blacker : Applications des techniques indirectes d'estimation de la fécondité et de la mortalité aux données africaines. in : Dynamique de la population CEA 1979 pp. 137-157.

Tableau 8 : PROBABILITE DE DECES PAR AGE

Age i	SEXE MASCULIN			SEXE FEMININ		
	Probabilité de décès avant l'âge i			Probabilité de décès avant l'âge i		
	Abidjan	Milieu rural	Côte d'Ivoire	Abidjan	Milieu rural	Côte d'Ivoire
1	0,102	0,185	0,161	0,093	0,142	0,126
2	0,135	0,210	0,184	0,096	0,187	0,158
3	0,152	0,229	0,208	0,120	0,213	0,189
5	0,160	0,270	0,249	0,135	0,243	0,223
10	0,147	0,277	0,263	0,147	0,268	0,253

Soit une mortalité infantile inférieure à 100 % à Abidjan et un quotient de mortalité juvénile de 65 % pour les garçons et 47 % pour les filles. Même si ces valeurs ne peuvent constituer que des ordres de grandeur, on trouve en milieu rural une mortalité infantile de plus de 160 %, et une mortalité juvénile d'environ 111 % soit plus du double de celle enregistrée pour Abidjan. Il faut toutefois signaler que cette méthode ne permet pas de dégager le différentiel Abidjan-milieu rural. En effet les déclarations des femmes à Abidjan sur leur vie génésique passée prend en compte des événements qu'elles ont connu en dehors de la ville. Il est en fait plus judicieux d'opérer une sélection et de ne prendre en considération que les femmes nées à Abidjan. Dans ce cas les estimations obtenues pour les deux sexes sont :

- q_2 : 0,079
- q_5 : 0,152
- q_{15} : 0,178

L'écart important entre q_2 et q_5 laisse présumer une baisse importante de la mortalité infantile. A partir de ces données (qui ne prennent en compte qu'une partie de la population) on peut évaluer la mortalité infantile à environ 60-65 %. Mais dans ce cas les populations les plus déshéritées ne sont pas prises en considération (voir infra).

2.4. Evolution des niveaux et tendances de la mortalité

On le voit, les données sont loin d'être cohérentes entre elles. Pour l'ensemble du pays nous avons estimé que les données étaient sous évaluées de 15 à 20 % (1), ceci étant dû en partie à une surmortalité des émigrants entre 1 et 4 ans. En retenant cette même hypothèse pour Abidjan, nous obtenons la série de valeurs ci-après (tableau 9).

Tableau 9 : QUOTIENTS ESTIMES DE MORTALITE INFANTILE ET JUVENILE EN %

	Abidjan	Milieu rural	Ensemble
1960	65	115	103
1961	50	93	85

Afin de dégager les tendances de la mortalité, il faudrait pouvoir comparer ces données à celles des années précédentes; elles sont rares et très peu résultent d'observation. Ainsi, la synthèse des enquêtes régionales (2) propose deux estimations de la mortalité infantile : 200 % en milieu rural et 175 % en milieu urbain (1965). Une synthèse critique des données présentée par A. Dittgen (3), met en évidence une baisse de 40 % de la mortalité infantile dans le Sud-Ouest entre 1945 et 1967 (de 289 à 171 %). Une étude menée à Katiola vers 1967 donnait un taux de mortalité infantile de 141 %. Pour Abidjan les évaluations sont plus rares : une première concerne le quartier d'Adjamé en 1970 (mortalité infantile de 90 à 104 %) - une autre provient de l'enquête de B. Lewis sur la fécondité à Abidjan (3 quartiers retenus) et donne pour la période 1969-1974 une probabilité de décéder entre 0 et 3 ans de 116 %, qui paraît fortement sous estimée. Malgré l'incertitude pesant sur ces différentes données, on peut avancer que la Côte d'Ivoire connaît une

(1) Voir résultats nationaux de l'EPR (op. cit.).

(2) L. Roussel - Population Côte d'Ivoire 1965 - Etudes régionales 1962-1965 Synthèse. Min. du Plan 1967.

(3) A. Dittgen : Synthèse critique des données récentes de fécondité et de mortalité infantile et juvénile en Côte d'Ivoire. Cahiers du CIRES n° 13, mars 1977, pp. 51-94.

baisse de la mortalité infantile, mais à quel rythme ? Quant à la mortalité juvénile elle est d'un niveau élevé par rapport à la mortalité infantile, mais nous ne disposons pas de données anciennes pour apprécier ses tendances. Les infrastructures médicales développées dans la capitale et insuffisantes en milieu rural, ne semblent pas avoir un rôle prépondérant, l'amélioration du niveau sanitaire résultant plutôt des campagnes de vaccination et de l'éducation sanitaire. Les problèmes de nutrition sont certainement parmi les plus déterminants et les premiers résultats de l'enquête budget consommation (menée par la Direction de la Statistique) démontrent qu'il n'y a pas globalement de sous nutrition en Côte d'Ivoire (ce qui n'exclut pas certaines carences).

Les pays avoisinants (non sahéliens) ne sont guère plus riches en données concernant la mortalité. Pour mémoire mentionnons la Guinée où la mortalité infantile en 1977 est estimée à 110 ou 156 % (1). Pour le Libéria les résultats (données observées) de l'enquête de 1970 fournissent un taux de mortalité infantile de 137 % et un taux de mortalité juvénile de 18 % (2) (soit un quotient de 69 %). Pour le Ghana, par contre, les données sont plus nombreuses selon S. K. Gaisie (3) le quotient de mortalité infantile est passé de 160 % (1960) à 122 % en (1970) et le quotient de mortalité juvénile de 110 à 86 % durant la même période. Des estimations à partir de la survie des enfants (enquête post censitaire de 1971) (4) donne le différentiel urbain rural suivant :

Tableau 10 : QUOTIENT DE MORTALITE EN % SELON LIEU DE RESIDENCE (GHANA 1971)

	Urbain		Rural	
	S.M.	S.F.	S.M.	S.F.
19 ₀	64	45	143	74
49 ₁	50	47	69	61

- (1) OIT/CEA. Population et Développement en République Populaire Révolutionnaire de Guinée. Séminaire National 8-13 sept. 1980. 95 p. Les auteurs des communications n'apportent aucune précision sur les sources ni les méthodes.
- (2) M.L. Srivastara. Level and pattern of mortality in Liberia. Communication à la réunion d'experts sur la mortalité et la fécondité. Monrovia, 26 nov. - 1er déc. 79. 22 p. multigr.
- (3) S.K. Gaisie - Estimating fertility and mortality levels and trends in Ghana : Revised - Communication à Monrovia. 19 p. multigr.
- (4) E.O. Tawiah. Quelques différences démographiques et sociales dans la mortalité infantile et juvénile au Ghana. in: Dynamique de la population - CEA - Monrovia 26 nov.-1er Déc. 1979.

Même si l'on considère ces données comme des ordres de grandeur, nous devons constater un écart important entre les sexes pour la mortalité infantile, une mortalité plus élevée en milieu rural. Nous retrouvons d'autre part un phénomène déjà relevé pour la Côte d'Ivoire : l'écart entre mortalité infantile et mortalité juvénile pour le sexe féminin est faible (en milieu urbain la mortalité juvénile est même supérieure). D'après l'auteur on rencontre dans d'autres pays du Tiers Monde (1) une mortalité juvénile plus élevée chez les filles que chez les garçons (Inde, Egypte, Pakistan, Tunisie). A l'issue de ce rapide bilan régional, il n'est guère possible de situer exactement le niveau de mortalité de la Côte d'Ivoire par rapport à celui ses voisins. Il faudrait, au préalable pouvoir établir un palmarès des enquêtes. Les données de S. K. Gaisie semblent les plus fiables; la Côte d'Ivoire a dû connaître une évolution de la mortalité de 1960 à 1970, similaire à celle du Ghana. Actuellement étant donné la dégradation de la situation tant politique qu'économique au Ghana, la Côte d'Ivoire doit enregistrer les niveaux de mortalité les moins élevés de la région.

(1) E. O. Tawiah - op. cit.

2.5. Niveaux de mortalité infantile et juvénile et conditions d'habitat à Abidjan

Si globalement les niveaux de mortalité infanto-juvénile sont peu élevés à Abidjan, ces valeurs moyennes masquent de fortes disparités. Les quatre types d'habitat que nous distinguons à Abidjan sont révélateurs de conditions socio-économiques fort tranchées.

- *l'habitat de haut et moyen standing*, où résident les catégories socio-professionnelles les plus privilégiées (cadres, professions libérales, enseignants). Cette population au niveau scolaire élevé, bénéficie de conditions de confort excellentes (114.208 personnes résidentes du 1er passage de l'enquête).

- *l'habitat économique moderne* qui représente un effort rare d'urbanisation en Afrique regroupe des salariés du secteur tertiaire ou des ouvriers qualifiés. Cette population du niveau scolaire moyen (fin primaire - secondaire 1er cycle) bénéficie de bonnes conditions sanitaires (306.783 personnes).

- *l'habitat évolutif*, ou cour, constitue l'habitat traditionnel en milieu urbain. Habitat du plus grand nombre, il présente aussi la plus grande diversité. La cour unité monofamiliale dans les années 30, s'est progressivement densifiée et il n'est pas rare de voir plus de 20 ménages y résider. Dans ce cas la promiscuité (cuisine, toilette souvent communes) et parfois l'insalubrité environnante (amoncellement de débris dans les ruelles d'Adjamé ou de Koumassi, eaux stagnantes) se conjuguent pour entraîner des conditions sanitaires plus ou moins mauvaises. Une proportion de cours connaît des situations plus favorables (certaines cours de Treichville, Adjamé ou Abobo-Gare), mais pour l'analyse de la mortalité il n'était pas possible de descendre à un niveau aussi fin (739.373 habitants).

- *l'habitat sommaire* présente globalement les conditions sanitaires les plus mauvaises (absence fréquente d'alimentation en eau potable par exemple). Il s'agit d'un habitat de baraques en planches, abritant principalement des travailleurs étrangers (artisans du secteur informel, petits commerçants...). Cet habitat constitue parfois un substitut à l'habitat de cour (105.161 habitants).

Dans les deux derniers types d'habitat la proportion d'illettrés est importante.

Nous avons pu noter au cours de l'enquête que la plupart des femmes possédaient un carnet de santé de la PMI pour leur enfant. Si la majorité des accouchements se déroulent en maternité, les femmes n'y restent en général que quelques heures; toutes ne peuvent pas par la suite faire bénéficier leur enfant des meilleures infrastructures médicales ou leur assurer une alimentation adéquate et équilibrée. Les niveaux de mortalité obtenus à partir des données observées pour chacun des types d'habitat sont présentés au tableau 11 (données non ajustées).

Tableau 11 : TAUX ET QUOTIENTS DE MORTALITE SELON LE TYPE D'HABITAT

Groupe d'âge	Habitat haut et moyen standing		Habitat économique		Lotissement évolutif		Habitat sommaire	
	a^m_x	a^q_x	a^m_x	a^q_x	a^m_x	a^q_x	a^m_x	a^q_x
0 an	27 %	26 %	43 %	42 %	58 %	56 %	62 %	59 %
1-4 ans	-	-	5 %	20 %	12 %	47 %	31 %	115 %

On peut présumer que pour la mortalité infantile les risques de sous estimation augmentent au fur et à mesure que le niveau d'instruction décroît et les écarts sont certainement plus importants que ceux présentés. Les données sur la mortalité juvénile sont plus fiables. La mortalité juvénile est dérisoire dans l'habitat de standing (non mesurable à l'enquête), proche des niveaux européens (en France en 1978 : $4^m_1 = 0,5 \%$), alors que nous avons un écart de 1 à 6 entre l'habitat économique et l'habitat sommaire. Si l'on fait l'hypothèse d'un taux de 1 % en résidentiel, la probabilité de mourir entre 1 et 4 ans est 30 fois plus élevée dans l'habitat sommaire que dans l'habitat résidentiel; ainsi, à Abidjan un enfant de 1-4 ans appartenant aux classes les plus aisées a une probabilité de mourir semblable ou très légèrement supérieure à celle d'un enfant européen; par contre les enfants des classes les plus déshéritées connaissent des niveaux identiques à ceux enregistrés au début du XIX^e siècle en Europe. Alors qu'à Genève vers 1800-1825 (1) l'écart pour la mortalité juvénile entre la classe dirigeante et les "ouvriers-employés" était de 3,40; à Abidjan, aujourd'hui

(1) A. Perrenoud. Les aspects socio-économiques de la mortalité différentielle des enfants dans le passé. Congrès International de la Population. UIESP Tome 2; pp. 323-340. Manille, décembre 1981.

l'écart est bien plus important : environ 14 entre habitat résidentiel et l'ensemble habitat évolutif plus habitat sommaire.

Ces résultats se trouvent confirmés par ceux obtenus à partir de l'application de la méthode de Brass (voir supra) aux données de descendance des femmes nées à Abidjan (dans ce cas nous ne pouvons retenir l'habitat sommaire, la population étant en majorité née à l'étranger). Nous obtenons les valeurs suivantes :

Tableau 12 : PROBABILITE DE DECES AVANT 2 ANS (q_2) et 5 ANS (q_5)

	Résidentiel	Economique	Evolutif
q_2	0,019	0,070	0,082
q_5	0,038	0,096	0,190

soit un écart de 4,3 entre le résidentiel et l'évolutif pour la mortalité entre 0 et 2 ans, et un écart de 5 pour la mortalité entre 0 et 5 ans. En 1911 l'écart extrême entre classes sociales (1) en Angleterre était respectivement de 2,2 pour q_2 et 1,8 pour q_5 . Ces résultats conduisent à la même conclusion: l'inégalité devant la mort entre catégories sociales est aujourd'hui plus grande dans la capitale ivoirienne qu'elle ne l'était au XIX ou au début du XXe siècle en Europe. Si les progrès de la médecine n'ont pas bénéficié à tous dans les mêmes proportions, l'écart s'explique surtout par les différences de mode de vie.

3. QUELQUES CARACTERISTIQUES COMPLEMENTAIRES DE LA MORTALITE INFANTILE ET JUVENILE

3.1. Répartition des décès selon l'âge

3.1.1. Comparaison avec l'état civil

La répartition des décès à Abidjan au cours du 1er mois est donnée au tableau 13 et la répartition au cours des cinq premières années au tableau 14.

(1) S. Preston et al. Effects of industrialisation and urbanization on mortality in developed countries. Manilla 1981 p. 233-253. Nous considérons l'écart entre les classes supérieures et les mineurs. La méthode appliquée par l'auteur est dérivée de celle de Brass.

Nous pouvons ainsi établir quelques ratios que l'on peut d'ailleurs comparer à ceux de l'état civil de 1975 (1).

	EPR	ETAT CIVIL
Décès 0 jour /1ère semaine	623/1354 = 46 %	200/598 = 33,4 %
Décès 1ère semaine/ 1er mois	1354/1823 = 74,3 %	598/818 = 73,1 %
Décès 1er mois /1ère année	1823/3123 = 58,4 %	818/1539 = 53,2 %

La mortalité néo natale précoce (7 j) est très forte. Quant à la mortalité néo natale (1er mois), elle représente plus de la moitié des décès avant un an.

Les deux derniers ratios sont équivalents pour l'EPR et l'état civil.

Tableau 13 : REPARTITION DES DECES AU COURS DU PREMIER MOIS

Age au décès	Masculin	Féminin	TOTAL
0 jour	358	265	623
1 jour	223	107	330
2 jours	119	25	144
4 jours	83	90	173
5 jours	57	0	57
6 jours	0	27	27
1 semaine	55	33	88
2 semaines	206	58	264
3 semaines	0	64	64
TOTAL	1.101	669	1.770

(1) A. Dittgen : Aspects de la mortalité des jeunes enfants à Abidjan en 1975 à partir des décès déclarés à l'état civil. Document de travail du CIRES n° 26 - mai 1979; 31 p. multigr.

Tableau 14 : REPARTITION DES DECES AU COURS DES CINQ PREMIERES ANNEES

Age au décès	Masculin	Féminin	TOTAL
0 mois	1.154	669	1.823
1 mois	90	62	152
2 mois	25	30	55
3 mois	87	81	168
4 mois	53	63	116
5 mois	66	94	160
6 mois	154	56	210
7 mois	66	0	66
8 mois	0	31	31
9 mois	61	119	180
10 mois	30	57	87
11 mois	18	57	75
12 à 14 mois	212	300	512
15 à 17 mois	117	146	263
18 à 20 mois	91	122	213
21 à 23 mois	56	157	213
24 à 26 mois	67	60	127
27 à 29 mois	61	115	176
30 à 35 mois	59	178	237
36 à 41 mois	33	115	148
42 à 47 mois	108	30	138
48 à 53 mois	86	27	113
54 à 59 mois	30	0	30
TOTAL	2.724	2.569	5.293

Signalons que les quotients apparents de mortalité obtenus à l'état civil sont $1^{\text{Q}}_0 = 30,4 \%$ et $4^{\text{Q}}_1 = 35,3 \%$ soit par rapport aux données observées de l'EPR, respectivement une sous estimation de 42 % et 18 %, c'est donc principalement les décès infantiles qui ne sont pas déclarés et plus particulièrement ceux des premiers jours. Les événements de la première semaine se caractérisent par une surmortalité masculine. Ainsi le rapport de masculinité des décès à 0 jour est de 1,35 à l'EPR et de 1,66 à l'état civil et au cours de la première semaine (voir la figure 2) 1,63 et 1,82. Par la suite cette surmortalité masculine diminue, et même disparaît entre 1 et 4 ans (EPR).

3.1.2. Application de la méthode de Bourgeois Pichat

Nous avons appliqué la méthode de Bourgeois Pichat (décès cumulés échelle Log³) pour voir si la surmortalité entre 6 et 24 mois environ constatée à l'occasion de quelques travaux en Afrique (1) était également mise en évidence par l'EPR Côte d'Ivoire; la figure ci-jointe (fig.3) montre qu'à Abidjan le phénomène existe bien; l'allaitement maternel est insuffisant en quantité à partir de 5 mois, et la valeur de l'alimentation de remplacement souvent médiocre, alors que l'enfant doit faire face au contact infectieux et acquérir sa propre immunité. Au-delà de 36 mois cette surmortalité tend à disparaître. Pour l'ensemble de la Côte d'Ivoire les cassures vers 3 ans sont moins nettes.

3.1.3. Mortinatalité

On fournit à titre indicatif les données concernant la mortalité intra utérine (au-delà du 6e mois de gestation).

(1)-Cantrelle (P.), Leridon (H.), Breast feeding, child mortality and fertility in a rural zone of Senegal Populations Studies 1971 n° 3.
 - Antoine (P.), Cantrelle (P.) et Sodter (F.). Enregistrement des décès et étude de la mortalité urbaine. Etat civil de Libreville - Gabon. 1969-1972. Cah. ORSTOM, sér. Sc. Hum. vol XIII, n° 3, 1976, pp. 267-282.
 - Duboz (P.), Herry (C.). Etude sur l'enregistrement des naissances et des décès à Brazzaville (1974-1975). Cah. ORSTOM, sér. Sc. Hum. vol. XIII, n° 3, 1976 pp. 283-296.

Fig:2 DECES DU 1^{er} MOIS PAR SEXE

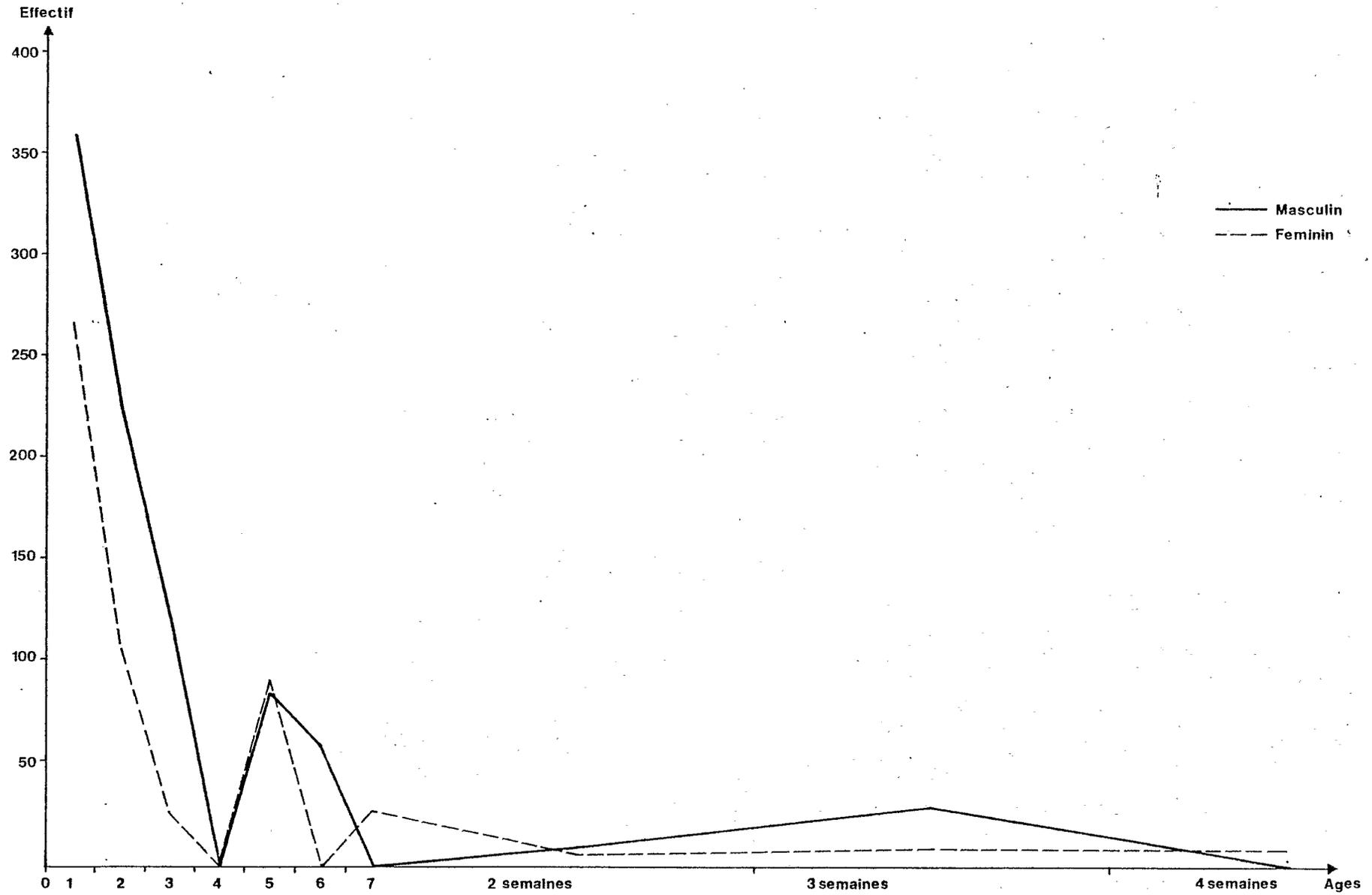


Fig.3 DECES AVANT 5 ANS

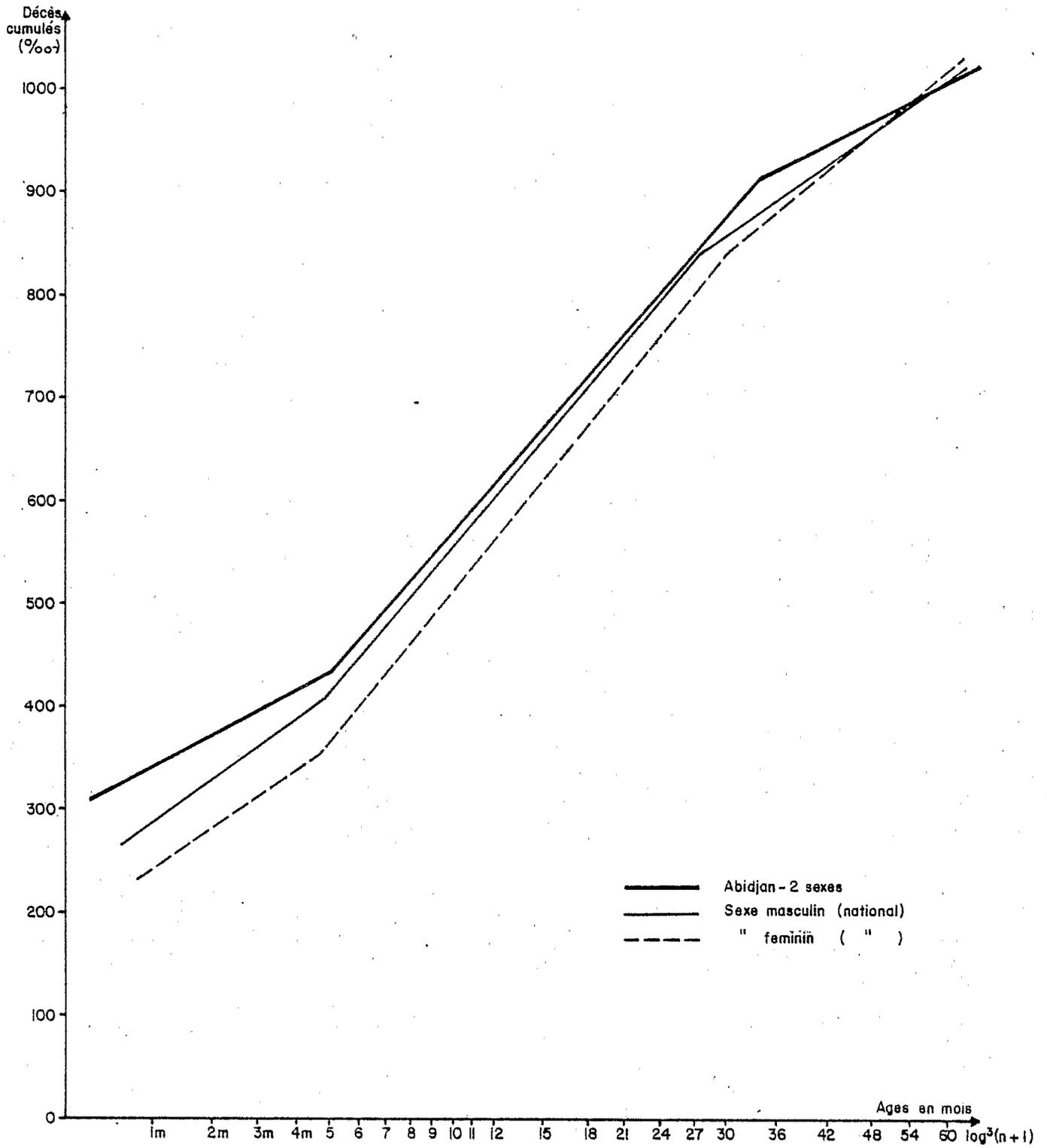


Tableau 15 : QUOTIENT DE MORTALITE SELON LE GROUPE D'AGE DE LA MERE

	Nombre absolu	Quotient en %
15 - 19	191	12
20 - 24	316	14
25 - 29	111	8
30 - 34	144	19
35 - 39	107	29
40 - 44	30	27
Tous âges	899	14

En 1975 à l'état civil ce taux était de 15,5 % chiffre inférieur à celui enregistré dans les hôpitaux et centre de santé en 1973 : 25,3 % (1).

(1) A. Dittgen : L'état civil comme source de données du mouvement naturel de la population. Document du CIRES n° 22, mars 1979; 25 p. multigr.

3.2. La saisonnalité des décès

Il n'est guère possible étant donné la faiblesse du nombre de décès observés, d'établir la saisonnalité des décès à Abidjan. Nous présentons l'analyse faite pour l'ensemble de la Côte d'Ivoire.

La Côte d'Ivoire se divise en deux grandes zones climatiques bien marquées : les savanes et forêts sèches au nord et la forêt ombrophile au sud; c'est la distinction que nous avons retenue pour l'étude de la saisonnalité des mortalités infantile et juvénile. Les figures 4 et 5 montrent les variations mois par mois; bien qu'il ne nous ait pas été possible d'étudier la saisonnalité des naissances et son impact possible sur celle des décès d'enfants de moins d'un an - l'impact essentiel sur la mortalité juvénile étant de toutes façons plus faible - on constate immédiatement la concordance entre variations des décès et variations climatiques; les courbes pluviométriques de référence que nous proposons montrent bien ces similitudes (1).

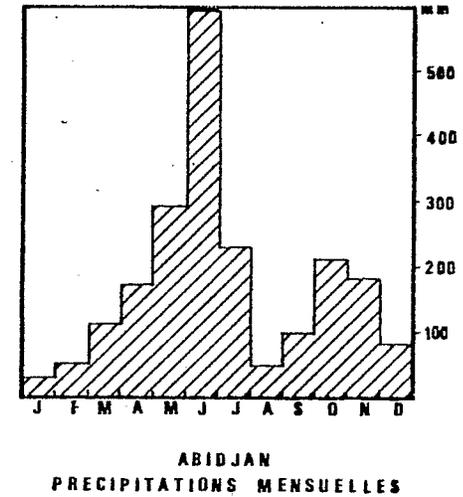
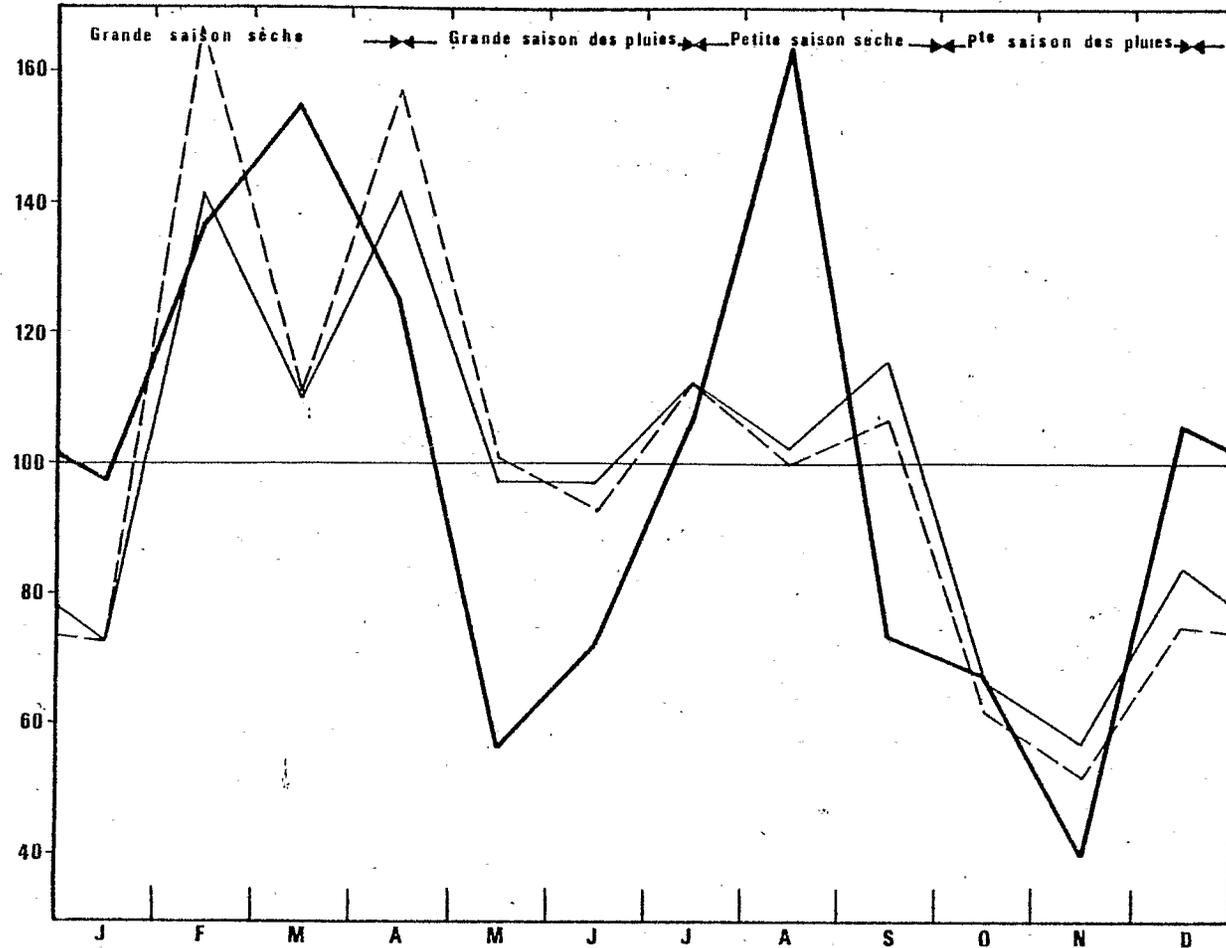
3.2.1. Les régions de forêt

Bien qu'il y ait des décalages sensibles des périodes de pluies et aussi des différences dans le volume et la répartition de ces pluies - plus on approche de la frange nord de la forêt, plus les pluies sont réparties sur l'ensemble de l'année en même temps que leur volume global diminue - on remarque une très nette concordance entre pluviométrie et courbe des décès; on enregistre également une très nette similitude entre mortalités infantile et juvénile - mais avec cependant des amplitudes beaucoup moins grandes pour la mortalité infantile. On constate qu'en milieu rural la forme de la courbe reste la même que pour l'ensemble avec là encore des amplitudes plus fortes.

Les deux périodes de forte mortalité correspondent parfaitement avec les deux saisons sèches de février-mars-avril et d'août-septembre alors qu'aux saisons de pluies mai-juin pour la grande, octobre-novembre

(1) Pour tout ce qui concerne la climatologie consulter :
Atlas de Côte d'Ivoire - Ministère du Plan, ORSTOM-IGT.
Eléments généraux du climat - précipitations mensuelles. Déficit hydriques.

Fig. 4 SAISONNALITE DES DECES: REGIONS DE FORET (Y compris Abidjan)
(Ecart à la moyenne mensuelle)



— Mortalité juvénile
 - - - " infantile rurale
 - · - " " urbaine et rurale

pour la petite - correspondent des creux très marqués en particulier en octobre-novembre ou le phénomène est aussi important pour la mortalité infantile que pour la mortalité juvénile.

Nous pouvons tirer deux conclusions valables pour l'ensemble de la Côte d'Ivoire; tout d'abord il existe un lien évident entre mortalité infanto-juvénile et variations climatiques; en second lieu, il semble que les enfants de plus de un an soient les plus vulnérables aux mauvaises conditions extérieures sans doute du fait de la période critique du sevrage; il reste qu'il est difficile de déterminer pourquoi les saisons sèches sont si néfastes; la grande saison sèche de la zone forestière est effectivement très chaude et humide et coïncide avec nombre d'épidémies - apportées par l'harmattan ? - la petite saison sèche au climat plus sec et frais n'apparaît pas si défavorable a priori. Les travaux de L. MASSE déjà anciens (1953-1957) donnaient les mêmes tendances (maximum de décès en fin de saison sèche); la saisonnalité s'est maintenue et montre que la mortalité infanto-juvénile reste élevée et significativement soumise aux aléas climatiques.

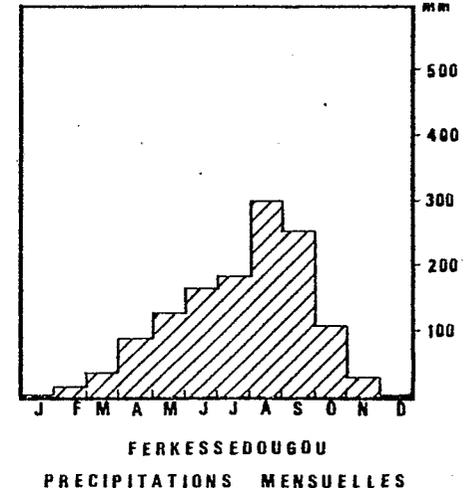
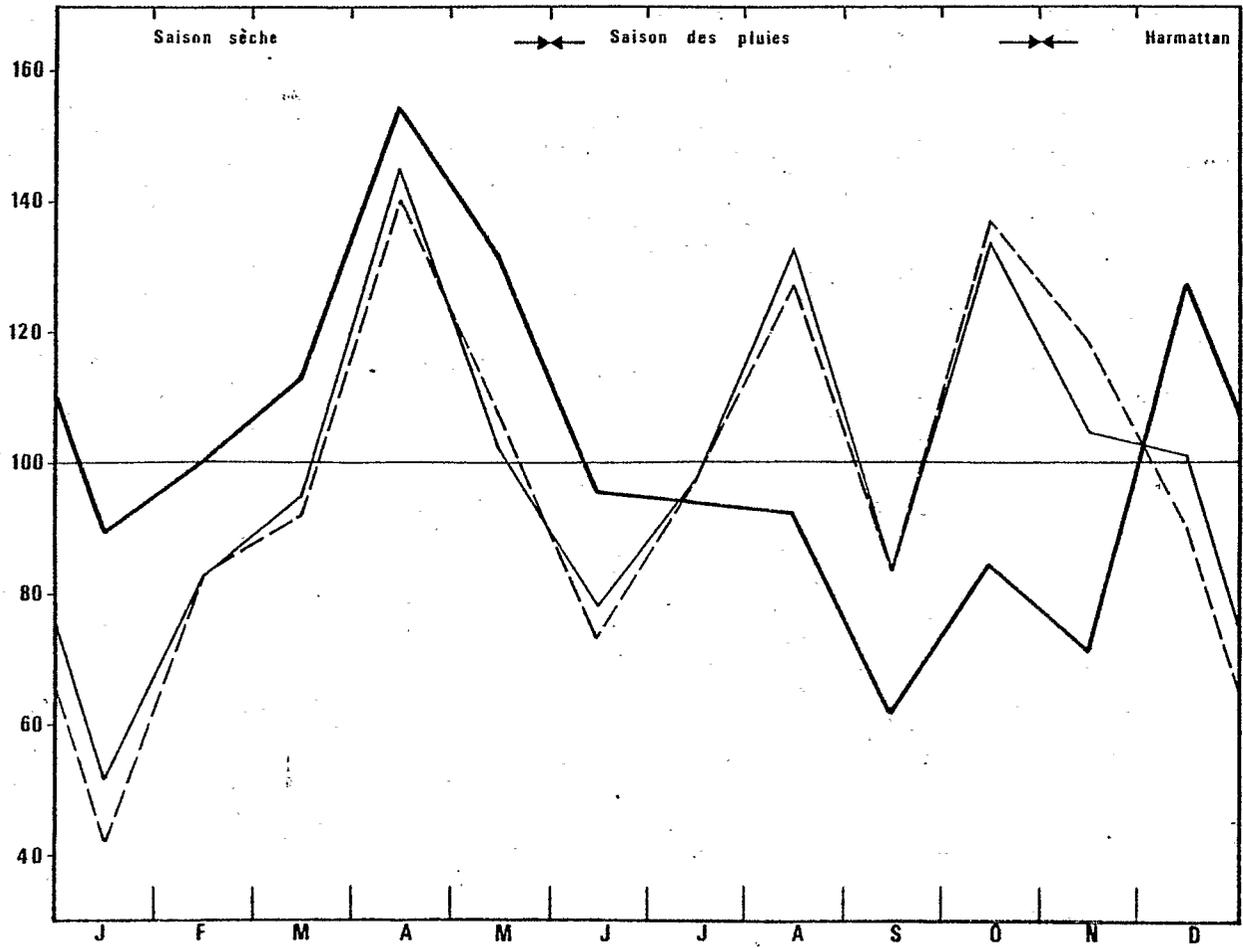
3.2.2. Les régions de savane

Ce sont a priori les régions où la mortalité est la plus forte; en milieu rural, on constate qu'il n'y a pas parallélisme dans les variations entre mortalités infantile et juvénile.

La mortalité infantile a des variations de grande amplitude mais irrégulières; la pointe enregistrées à la fin de la saison sèche (avril-mai) correspond certainement à la réalité, pour le reste la courbe est irrégulière, la forte poussée de mortalité en fin de saison des pluies étant plus difficile à lier aux aléas climatiques; il faut par ailleurs noter la concordance quasi parfaite entre la courbe générale et celle construite pour le milieu rural seul, on constate seulement que les variations sont plus exacerbées en milieu rural, les amplitudes y sont presque toujours plus fortes.

La mortalité juvénile quant à elle colle presque exactement aux variations climatiques; la forte pointe de la fin de saison sèche est suivie d'un creux marqué pendant toute la saison des pluies; on note enfin une forte remontée en décembre, mois d'arrivée de l'harmattan (le "vent qui tue") porteur

Fig. 5 SAISONNALITE DES DECES: REGIONS DE SAVANE
(Ecart à la moyenne mensuelle)



— Mortalité juvénile
 - - - " infantile rurale
 - · - " " urbaine et rurale

d'épidémies mais qui provoque aussi une chute brutale des températures. Les températures minimales absolues moyennes à Ferkessédougou sont de 20° en octobre, 17° en novembre, mais seulement 11° en décembre le matin contre 35° environ dans la journée; l'absence de protection contre le froid a certainement un impact sur la mortalité juvénile pendant cette période. Toutes ces constatations confirment la plus grande vulnérabilité des enfants de 1-4 ans aux aléas climatiques, les nourrissons étant finalement mieux protégés.

*
* *
*

Les résultats de l'EPR ne sont pas suffisants pour pouvoir analyser dans son ensemble la mortalité infanto-juvénile. Si l'observation suivie reste le meilleur moyen d'appréhender le phénomène, une enquête à passages répétés limitée à une année d'observation apporte relativement peu de renseignements. Une opération spécifique concernant la mortalité infanto-juvénile nécessiterait :

- un suivi à intervalles plus courts afin de mieux saisir les grossesses et par conséquent la mortalité néonatale;
- une observation plus longue : 2 ans au minimum si l'on veut observer la mortalité infantile au sein d'une même génération et 6 ans si l'on désire mesurer la mortalité juvénile de cette cohorte.

Abidjan, mai 1982

Annexe 1: QUELQUES REFLEXIONS SUR LA TABLE DE MORTALITE

A partir des données observées de l'enquête à passages répétés ivoiriennes on peut bâtir la table de mortalité présentée au tableau 16.

Nous avons testé cette table par la méthode des logits de W. Brass, et nous avons trouvé un très bon alignement des points entre les logits de la table africaine de référence et celle de Côte d'Ivoire, ce qui dénote pour le moins une cohérence interne de la table obtenue à partir des données observées. A l'aide de cette méthode nous avons procédé à un ajustement.

Les figures 6 et 7 présentent les différentes courbes de quotients obtenus : observés ou ajustés. Au delà de 20 ans nous avons ramené les quotients décennaux à une dimension quinquennale (moyenne pour le groupe d'âge). Les courbes obtenues à partir des données observées pour l'ensemble du pays ne présentent pas de déformations notables. L'allure générale de la courbe de sexe féminin est satisfaisante; pour le sexe masculin quelques faits méritent d'être relevés :

- la mortalité atteint son minimum après 15 ans (cette particularité se retrouve dans de nombreuses tables africaines; s'agit-il d'un défaut inhérent à la collecte, commun à diverses opérations, ou cela dénote-t-il l'existence d'une structure particulière de la mortalité ?);

- la courbe ne connaît pas d'inflexion vers 30 ans. La mortalité semblant sous-estimée entre 15 et 30 ans, âges de fortes migrations.

L'ensemble de ces courbes traduit une surmortalité masculine et met en évidence une mortalité plus forte en milieu rural qu'en milieu urbain; on ne constate donc aucune originalité, ces résultats confirment ce qui a pu être observé ailleurs en Afrique. Cependant pour les six séries de courbes (fig. non jointes) on doit noter que les données observées nous fournissent des niveaux de mortalité juvénile proches des niveaux de mortalité infantile; le lissage des courbes par la méthode de Brass atténue ce phénomène; pourtant, compte tenu de la baisse réelle de la mortalité et des résultats observés il est probable qu'il correspond à une réalité, à savoir que les progrès sanitaires, médicaux, l'éducation nutritionnelle, etc... ont davantage profité à la prime enfance qu'aux 1-4 ans.

Fig. 6 QUOTIENTS DE MORTALITE PAR AGES
ENSEMBLE DE LA POPULATION IVOIRIENNE

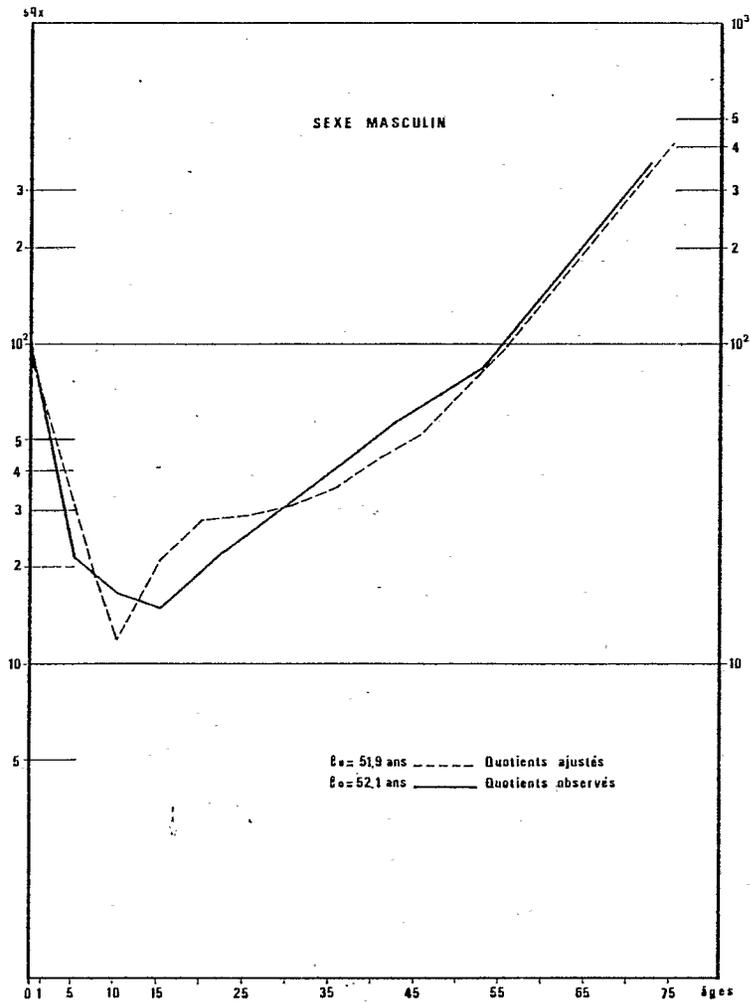
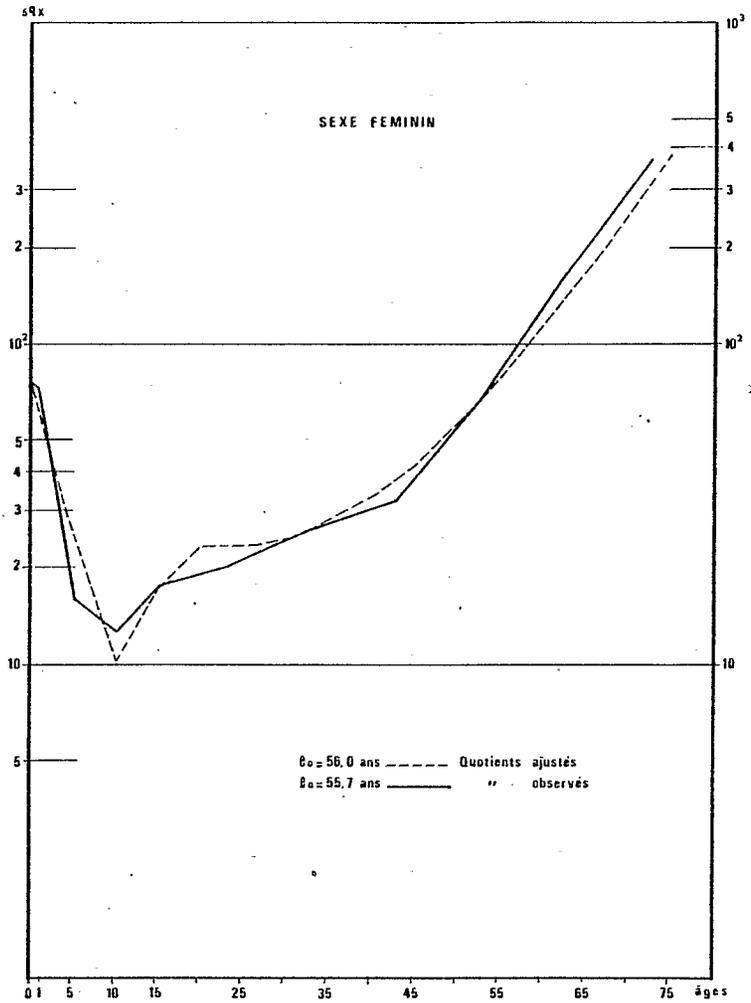


Fig. 7 QUOTIENTS DE MORTALITE PAR AGES
ENSEMBLE DE LA POPULATION IVOIRIENNE



L'ajustement donne une espérance de vie plus élevée que l'observation, et, s'il corrige bien certaines fluctuations, il introduit certainement ses biais propres, biais cependant moins importants que ceux provenant des tables-types (1); ainsi les courbes ajustées proposent systématiquement un quotient de mortalité minimum à 10 ans alors que la plupart des observations effectuées en Afrique présentent un quotient minimum à 15 ans qu'il serait hâtif de considérer comme toujours erroné.

Tableau 6 : TAUX ET QUOTIENTS DE MORTALITE PAR SEXES (%) ENSEMBLE NATIONAL
(DONNEES OBSERVEES)

Groupe d'âge	Sexe masculin		Sexe féminin	
	Taux en %	Quotient en %	Taux en %	Quotient en %
0	100,2	93	80,8	76
1 - 4	19,2	73,4	18,7	71,6
5 - 9	4,3	21,3	3,2	15,9
10 - 14	3,4	16,9	2,6	12,3
15 - 19	2,9	14,4	3,5	17,3
20 - 29	4,5	44	3,9	38,3
30 - 39	7,2	69,5	5,1	49,7
40 - 49	11,8	111,4	6,4	62,0
50 - 59	17,2	158,4	13,5	126,5
60 - 69	37,2	317,2	34,2	292,1
70 - 79	78,3	562,7	84,7	595
80 et +	129,2	784,9	142,4	831,8

Si l'on compare à niveaux d'espérance de vie égaux les données obtenues aux modèles Nord et Sud des tables de Princeton (ce sont les modèles les plus proches des schémas de mortalité africaine) on relève par sexes les aspects suivants :

- (1) Les tables-types de Princeton (Coale et Demeny) ont été élaborées à partir de 326 tables réelles. Le caractère original de cet ensemble de tables-types réside dans la distinction entre 4 modèles régionaux. On ne retient que les modèles Nord et Sud qui présentent de nombreuses similitudes avec les structures de mortalité en Afrique (forte mortalité juvénile). Chacun des modèles régionaux comprend 24 niveaux : pour le sexe féminin le niveau 1 correspond à une espérance de vie à la naissance de 20 ans et le niveau 24 à une espérance de vie de 77,5 ans.

sexe masculin :	0 an	proche du modèle nord
	1-4 ans	proche du modèle sud
	5-29 ans	la courbe évolue entre modèle nord et modèle sud
	+ 30 ans	mortalité plus élevée que dans ces modèles
sexe féminin	0 an	proche du modèle nord
	1-4 ans	proche du modèle sud
	5-45 ans	la courbe évolue entre modèle nord et modèle sud
	+ 50 ans	mortalité plus élevée que dans ces modèles.

On constate donc la grande analogie des schémas mais ni le modèle sud, ni le modèle nord, ne donnent vraiment satisfaction : le schéma "idéal" se situe en fait entre les deux.

Annexe 2 : QUELQUES INDICATEURS DE SANTE CHEZ LES ENFANTS DE 0-5 ANS

Tableau : EVALUATION DE L'EFFICACITE DES MESURES SANITAIRES

Année	Détenteur carnet santé	BCG Vacc.	Rougeole 1ère dose	D.T. COQ. POL		
				1ère dose	2ème dose	3è dose
Avril 1979	76 %	54 %	51 %	64 %	50 %	39 %
Juin 1980	77 %	65 %	61 %	74 %	62 %	51 %

Source : Gateff C., Le Bras J. - Problèmes épidémiologiques des grandes villes africaines. Communication au colloque de Santé Publique. Vè journées médicales - pp. 31-51 multigr.

Tableau : Saisonnalité de la rougeole au CHU de Treichville 1978-1981

Mois	J	F	M	A	M	Jn	Je	A	S	O	N	D
Indice	161	204	210	147	87	60	52	46	37	41	61	96

Source : Bernier R. : Measles Study - Preliminary results - March 1982
11 p.

Tableau : POURCENTAGE D'ENFANTS DE PLUS DE 30 JOURS, HOSPITALISES POUR ROUGEOLE. SERVICE PEDIATRIE CHU TREICHVILLE - 1970-81
(SOURCE BERNIER R 1982)

Année	68	69	70	71	72	73	74	75	76	77	78	79	80	81
	Campagne de vaccination Variole - rougeole										Extension du programme lutte rougeole			
Proportion de rougeoleux	9,5	8,3	4,5	3,7	6,0	5,8	6,6	8,2	12,4	9,7	11,2	17,6	18,5	19,3