

MORTALITÉ INFANTILE ET JUVÉNILE À ABIDJAN (1978-1979)

Philippe ANTOINE et Claude HERRY
Démographes O.R.S.T.O.M., 24, rue Bayard, 75008 Paris

RÉSUMÉ

Peu de données démographiques concernant la mortalité existent en Côte d'Ivoire. Cet article présente, pour l'agglomération d'Abidjan, les premiers résultats disponibles à partir d'une enquête nationale. Après un examen critique de la validité des données la notion de mortalité urbaine est remise en cause. L'analyse met surtout en évidence des différences importantes de niveaux de mortalité juvénile selon les divers types d'habitat rencontrés dans la ville.

MOTS-CLÉS : Mortalité infantile — Mortalité juvénile — Mortalité différentielle — Habitat — Urbain — Côte d'Ivoire

ABSTRACT

THE INFANT AND CHILD MORTALITY AT ABIDJAN (1978-1979)

In the Ivory Coast, there are few demographic data concerning mortality. As far as Abidjan is concerned, this paper gives the first results obtained from a national survey. Following a critical examination of the validity of data, the concept of the urban mortality is challenged. The analysis emphasizes mainly some significant differences in the rates of child mortality as related to the various types of urban settlements.

KEY WORDS : Infant mortality — Child mortality — Differential mortality — Settlement — Urban — Ivory Coast.

RESUMEN

LA MORTALIDAD INFANTIL Y JUVENIL EN ABIDJAN (1978-1979)

Hay pocos datos demográficos relativos a la mortalidad en la Costa de Marfil. Ese artículo suministra los primeros resultados referentes a Abidjan que proceden de una encuesta nacional. Después de un análisis crítico de la validez de los datos, se somete a discusión la noción de la mortalidad urbana. El análisis hace hincapié sobre todo en las diferencias importantes de las tasas de mortalidad juvenil según los diversos tipos de « habitat » observados en la ciudad.

PALABRAS CLAVES : Mortalidad infantil — Mortalidad juvenil — Mortalidad diferencial — « Habitat » — Urbano — Costa de Marfil.

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, « forêt » rurale, « savane » urbaine, « savane » rurale et 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 (2). 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. La mobilité est intense et il faut prendre en compte d'importants 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 immigreront au cours de la période considérée. Une très forte hétérogénéité ethnique résulte de ce phénomène. La population autochtone ne représente qu'une petite minorité (3,3 % d'Ébrié). L'origine géographique des abidjanais est la suivante :

TABLEAU 1
Population résidente selon le lieu de naissance

Groupe d'âges	Abidjan		Côte d'Ivoire Forêt		Côte d'Ivoire Savane		Etranger	
	Eff. (1)	%	Eff.	%	Eff.	%	Eff.	%
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) Eff. : Effectif

1. Collecte des données

1.1. LA MÉTHODE

L'enquête à passages répétés consiste à observer à plusieurs moments successifs un même échantillon de population. Le suivi de cette population permet une meilleure saisie tant des événements que de leur date, toujours relativement récente, et, événement s'étant produit dans un intervalle borné (entre le passage précédent et celui où il est relevé) cette date est donc moins sujette à oubli ou approximation. La bonne précision des données mérite d'être notée, 90 % des décès de moins d'un mois sont connus avec exactitude : la date de naissance et la date de décès sont déclarées au jour près (tabl. 2).

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 d'observation définie, mais s'avère difficile à appliquer dans le cas précis d'Abidjan.

La permanence de la population ne concernant qu'environ 50 % des Abidjanais, la mise en œuvre 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.

TABLEAU 2
Degré de précision de l'âge au décès
(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

(1) Direction de la Statistique 1982. La supervision, l'exploitation et l'analyse de la strate Abidjan ont été confiées à l'O.R.S.T.O.M.

(2) Pour une présentation plus complète des structures de la population à Abidjan nous renvoyons au rapport présentant les premiers résultats de l'enquête (ANTOINE Ph., HERRY C., 1982). Remercions ici, la Direction de la Statistique qui nous autorise à faire état des résultats présentés.

L'enquête comportait trois passages à six mois d'intervalle. Au premier passage 43.767 individus résidents présents ou absents étaient dénombrés (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 15.317 nouveaux arrivants et 2.705 naissances étaient enregistrés. 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, puisque l'observation suivie de l'ensemble des individus recensés au premier passage, n'en concerne plus qu'une partie.

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 complètement des avantages de l'enquête à passages répétés. La répartition des décès selon le passage où ils sont observés (tabl. 3) révèle une des faiblesses de cette méthode.

TABLEAU 3
Répartition des décès selon le passage (données non extrapolées)

Age au décès	Omission à un passage déclaration au suivant	Entrée (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

Ainsi sur 109 décès de moins d'un an, 71 ont été enregistrés (soit 65 % des décès) alors que l'enfant n'était pas né au passage précédent (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 en demandant aux femmes à chaque passage, si elles sont enceintes ou non, un intervalle de 6 mois entre deux passages est 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 psychosociologiques quasi généraux : 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 « ce qui peut être dit » de « ce qui doit être dit autrement ». De la mort biologique ne résulte pas obligatoirement une dispa-

rition sociale. A l'égard des nouveau-nés, dont le statut social est quasi inexistant dans la plupart des sociétés, leur mort biologique ne se traduit pas par une disparition sociale, puisqu'il n'y a vraiment eu intégration. Ceci explique en partie des 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, même aux proches voisins (l'enfant « est parti »). La proximité temporelle de la mort constitue également une raison supplémentaire d'omission (2). 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, tout particulièrement en milieu urbain (3). L'analyse de la répartition des décès suivant la situation de résidence au

(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.) : personne ayant quitté son domicile pour une période de moins de 6 mois.

(2) A plusieurs reprises un voisin est intervenu auprès des enquêteurs pour leur demander de ne pas importuner la mère du défunt.

(3) Cet aspect — décès et mobilité — est développé dans une communication (ANTOINE P., HERRY C., 1981) présentée au séminaire sur les méthodes d'analyse et de collecte des données dans les études sur la mortalité. UIESP, Dakar.

TABLEAU 4
Situation de résidence au décès et lieu de décès

Assistance au décès	Lieu du décès	Abidjan		Hors Abidjan	
		Situation de résidence	R.P.	R.A.	R.A.
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

moment de cet événement (tabl. 4), conduit à trois constatations :

- relativement peu de décès sont enregistrés ;
- la plupart portent sur 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.

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 nouveau-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 renseignement récent sur les absents.

Deux chiffres illustrent ce propos : pour les femmes dont on sait qu'elles ont accouché, 21 % sont parties après cet événement (23 % pour les ivoiriennes) et 10 % se sont déplacées avant (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 mortalité infantile et juvénile

Trois méthodes de calcul peuvent être appliquées, donnant des résultats légèrement différents (2).

2.1. LE CALCUL DIRECT DES QUOTIENTS

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 perturbent

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

(2) On trouvera en annexe une brève présentation de chacun des modes de calcul retenus. Pour les données brutes concernant l'EPR nous renvoyons au chapitre « mortalité » que nous avons rédigé pour le rapport national (Direction de la Statistique, 1982 : 139-204).

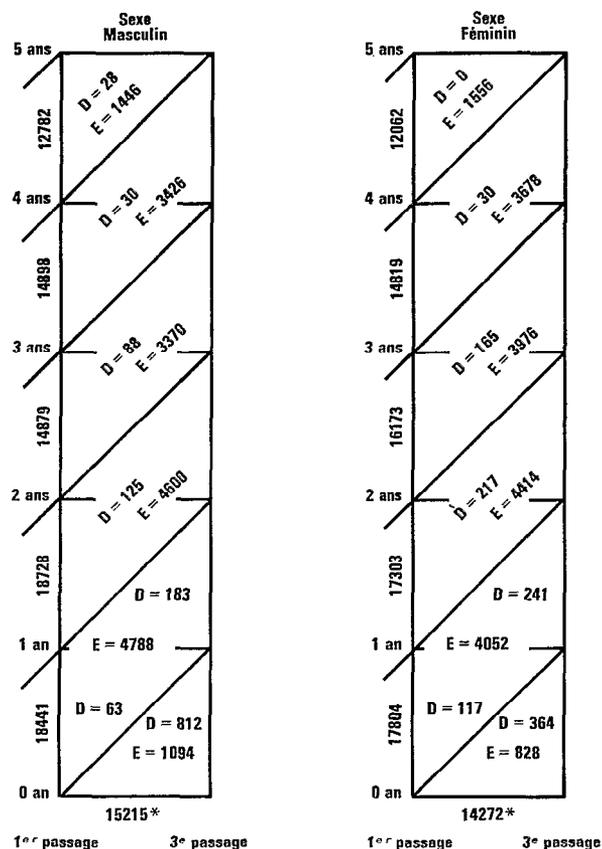


Fig. 1. — Calcul des quotients pour la population ivoirienne résidente aux 1^{er} et 3^e passages (strate Abidjan)

* Naissances issues de femmes résidentes aux 1^{er} et 3^e passages.

bant fortement l'analyse de la mortalité, on ne retient que la population résidente au cours des trois passages ; ainsi peut-on 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 (1). 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.

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 parallélogrammes. Le diagramme de Lexis (fig. 1) nous donne la répartition des décès et des émigrations pour l'ensemble de la Côte d'Ivoire (population ivoirienne uniquement).

Pour la mortalité infantile le calcul est le suivant (exemple du sexe masculin) (2) :

$$1q_0 = \frac{6.815}{106.296 - \frac{1}{2}(5.390)} + \frac{3.391}{130.645 - \frac{1}{2}(12.632)}$$

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.

La mortalité infantile, tout comme la mortalité juvénile, est nettement plus faible à Abidjan qu'en milieu rural (tabl. 5).

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 d'expliquer ce phénomène.

TABLEAU 5
Quotients de mortalité infantile et juvénile (%) (nationalité 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

(1) D'où un écart entre l'effectif des 0 an et des naissances sur la figure 1.

(2) 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 12.632 départs entre 0 et 1 an et 12.632 entre 1 et 2 ans.

TABLEAU 6
Taux observés et quotients (‰) de mortalité (population ivoirienne ; deux sexes confondus)

Age	Abidjan		Milieu urbain autre qu'Abidjan		Milieu rural		Ensemble	
	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	55	53	76	72	101	94	90	84
1-4 ans	11	43	17	65	21	80	19	73

2.2. CALCUL DES TAUX ET PASSAGE AUX QUOTIENTS

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 pour autant saisir la mortalité de tous les émigrants, mais tout au moins intégrer les décès (pour l'ensemble national) des individus immigrants devenus résidents après le premier passage (1). On relève des niveaux de mortalité infantile et de mortalité juvénile très proches, et cela, quel que soit le milieu d'enquête (tabl. 6).

On note un écart de mortalité du simple au double entre Abidjan et le milieu rural tant pour les moins d'un an que pour les enfants de 1 à 4 ans révolus.

2.3. ESTIMATION DE LA MORTALITÉ À PARTIR DES TAUX DE SURVIE DES ENFANTS

Enfin nous avons recours à une méthode indirecte : l'estimation de la mortalité à partir du taux de survie des enfants. Cette méthode de W. BRASS se fonde sur l'interrogation rétrospective de femmes âgées de plus de 12 ans. La 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. Après ajustement des données, on aboutit aux probabilités de décès rassemblées au tabl. 7.

TABLEAU 7
Probabilité de décès par âge

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

(1) 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.

TABLEAU 8

Probabilité de décéder à partir de la survie des descendants (femmes nées à Abidjan)

Groupe d'âges mère	Age	Né vivant	Survivant	Proportion survivant	Proportion de décédé
15 - 19	1	0,315	0,296	0,940	0,058
20 - 24	2	1,468	1,305	0,889	0,112
25 - 29	3	3,154	2,693	0,854	0,145
30 - 34	5	4,508	3,833	0,850	0,150

TABLEAU 9

Quotients estimés de mortalité infantile et juvénile (‰)

	Abidjan	Milieu urbain Autre qu'Abidjan	Milieu rural	Ensemble
1 ⁹⁰	65	87	115	103
4 ⁹¹	50	76	93	85

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 bien distinguer les femmes originaires du milieu rural résidant depuis peu à Abidjan. En effet les déclarations des femmes à Abidjan sur leur vie génésique passée contiennent des événements qu'elles ont connus en dehors de la ville. Il est plus judicieux d'opérer une sélection et de ne prendre en considération que des femmes nées à Abidjan. Dans ce cas les estimations obtenues pour les deux sexes figurent au tableau 8.

A partir de ces données (qui ne prennent en compte qu'une partie de la population) on peut évaluer la mortalité infantile à 58 ‰ pour les femmes nées à Abidjan, proche des résultats déjà obtenus par le calcul direct. Par contre la valeur de 59 ‰ (mortalité entre 0 et 5 ans) demeure élevée, laissant supposer que les gains de mortalité sont plus importants sur la mortalité infantile que sur la mortalité juvénile.

2.4. NIVEAU DE MORTALITÉ RETENU

On le voit, les données sont loin d'être cohérentes entre elles. Pour l'ensemble du pays nous avons estimé que celles-ci 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 chacune des strates, nous pouvons avancer les estimations présentées au tableau 9. Soit une mortalité presque deux fois moindre à Abidjan qu'en milieu rural. La mortalité juvénile demeure d'un niveau relativement élevé par rapport à la mortalité infantile. Des données équivalentes à celles présentées ici ne sont disponibles que pour un seul des pays voisins : le Ghana. Des estimations à partir de la survie des enfants (enquête post censitaire de 1971) (TAWIAH, 1979) donne le différentiel urbain-rural suivant :

TABLEAU 10

Quotient de mortalité (‰) selon le lieu de résidence (Ghana 1971)

	Urbain		Rural	
	Sexe Masculin	Sexe Féminin	Sexe Masculin	Sexe Féminin
1 ⁹⁰	64	45	143	74
4 ⁹¹	50	47	69	61

Même si l'on considère ces données comme des ordres de grandeur, nous devons constater un écart impor-

(1) Voir rapport national, *op. cit.*

tant entre les sexes pour la mortalité infantile et une mortalité plus élevée en milieu rural. Nous retrouvons d'autre part un phénomène relevé également en Côte d'Ivoire : l'écart entre mortalité infantile et mortalité juvénile est plus faible pour le sexe féminin que pour le sexe masculin (en milieu urbain autre qu'Abidjan la mortalité juvénile est même supérieure). D'après l'auteur, on rencontre même, dans d'autres pays du Tiers Monde, une mortalité juvénile plus élevée chez les filles que chez les garçons (Inde, Égypte, Pakistan, Tunisie).

3. Quelques caractéristiques complémentaires de la mortalité infantile et juvénile

3.1. RÉPARTITION DES DÉCÈS SELON L'ÂGE — COMPARAISON AVEC L'ÉTAT CIVIL

La répartition des décès à Abidjan au cours du 1^{er} mois est donnée au tableau 11 et la répartition au cours des cinq premières années au tableau 12.

Nous pouvons ainsi établir quelques ratios que l'on peut d'ailleurs comparer à ceux de l'état civil de 1975 (DITGEN, 1979 (b)) :

	EPR	Etat-Civil
Décès 0 jour / 1 ^{re} semaine.....	623/1 354 = 46 %	200/598 = 33,4 %
Décès 1 ^{re} semaine / 1 ^{er} mois.....	1 354/1 823 = 74,3 %	598/818 = 73,1 %
Décès 1 ^{er} mois / 1 ^{re} année.....	1 823/3 123 = 58,4 %	818/1 539 = 53,2 %

TABLEAU 11

Répartition des décès 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

La mortalité néo-natale précoce (7 j) est très forte. Quant à la mortalité néo-natale (1^{er} 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.

Signalons que les quotients de mortalité obtenus à l'état civil sont ${}_1q_0 = 30,4 \%$ et ${}_4q_1 = 35,3 \%$, soit, par rapport aux données observées de l'EPR, respectivement une sous-estimation de 42 % et 18 %, ce sont 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 respectivement 1,63 et 1,82. Par la suite cette surmortalité masculine diminue, et même disparaît entre 1 et 4 ans.

3.2. MORTINATALITÉ

Les résultats obtenus lors de l'EPR permettent d'obtenir quelques indications sur la mortalité intra-utérine (au-delà du 6^e mois de gestation) (tabl. 13).

En 1975 à l'état civil ce taux était de 15,5 % chiffre inférieur à celui enregistré dans les hôpitaux et centres de santé en 1973 : 25,3 % (DITGEN, 1979 (a)). Cette mortinatalité est plus importante chez les femmes plus âgées.

TABLEAU 12

Répartition des décès au cours des cinq dernières années

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

3.3. 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 les régions de forêt. La figure 2 montre les variations mois par mois. Bien qu'il ne nous ait pas été possible d'étudier la saisonnalité des naissances pour l'ensemble de cette zone, et son impact possible sur celle des décès d'enfants de moins d'un an —

TABLEAU 13

Quotient de mortalité selon le groupe d'âges de la mère

	Effectif	Quotient (p. 1000)
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

l'impact éventuel sur la mortalité juvénile étant de toute façon 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).

Malgré l'existence de 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 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 coïncident parfaitement avec les deux saisons sèches de février-mars-avril et d'août-septembre, alors qu'aux saisons des pluies (mai-juin pour la grande, octobre-novembre pour la petite) correspondent des creux très marqués en particulier en octobre-novembre où 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 d'un an soient les plus vulnérables

(1) Pour tout ce qui concerne la climatologie, consulter : Atlas de Côte d'Ivoire, Ministère du Plan, O.R.S.T.O.M. - I.G.T. Éléments généraux du climat, précipitations mensuelles, déficits hydriques.

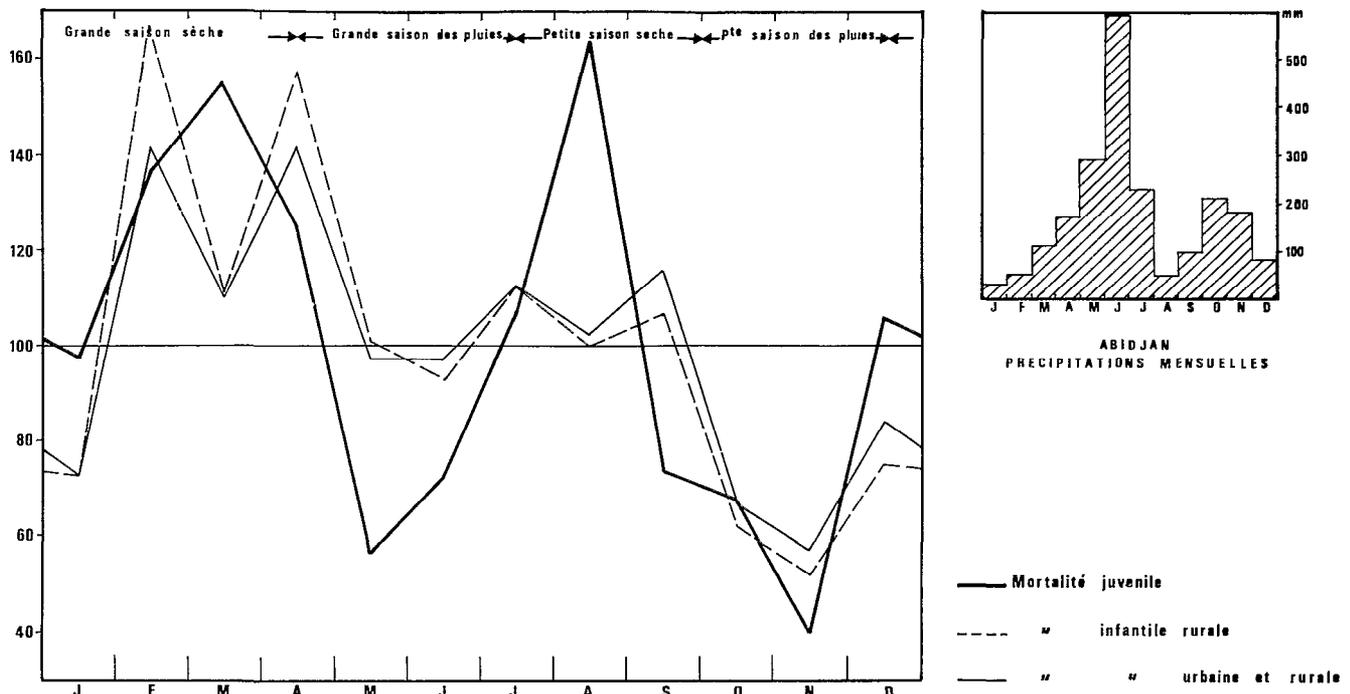


Fig. 2. — Saisonnalité des décès : régions de forêt (y compris Abidjan) (écarts à la moyenne mensuelle).

TABEAU 14

Saisonnalité de la rougeole au CHU de Treichville, 1978-1981

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

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 (incidence de la rougeole) ; 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 à Abidjan 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.

La saisonnalité est très marquée pour certaines maladies, comme la rougeole dont l'incidence sur la mortalité infantile et juvénile est importante. Ainsi

une statistique établie à partir des enfants hospitalisés au CHU de Treichville (BERNIER, 1982) donne un maximum en mars, et la majorité des cas sont observés durant la saison sèche.

Cette maladie connaît également des variations importantes du nombre de cas d'une année à l'autre, fonction à la fois de l'ampleur de l'épidémie, et de la couverture vaccinale. Pour mettre en évidence ce phénomène R. BERNIER a calculé la proportion d'enfants hospitalisés pour cause de rougeole par rapport à l'ensemble des enfants hospitalisés. D'une année sur l'autre les variations sont importantes, les périodes où la maladie a une faible incidence correspondant à la fin de la campagne de vaccination (1970-71). Durant la période couverte par l'EPR (78-79) on relève un déclin de la rougeole coïncidant avec le démarrage d'une nouvelle campagne de lutte contre cette maladie (tabl. 15).

TABLEAU 15

Pourcentage d'enfants de plus de 30 jours, nospitalisés pour rougeole.
Service pédiatrie CHU Treichville, 1970-81 (Source R. BERNIER, 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	7,6	8,5	9,3	

TABLEAU 16

Assistance au décès selon la cause du décès et le sexe de l'enfant

Causes	Sexe enfant	Hôpital		Médecin		Infirmier		Sans assistance		Non précisé	
		0 an	1-4 ans	0 an	1-4 ans	0 an	1-4 ans	0 an	1-4 ans	0 an	1-4 ans
Maladie	Masculin	873	333	45	-	124	-	511	453	0	27
	Féminin	600	659	43	27	-	30	379	535	63	30
	Total	1.473	1.092	88	27	124	30	890	988	63	57
Accident, autres causes	Masculin	54	29	-	-			135	27	117	82
	Féminin	85	-	33	-			60	-	54	
	Total	139	29	33	-			195	27	171	82
TOTAL		1.612	1.121	121	27	124	30	1.085	1.015	234	139

3.4. ASSISTANCE AU DÉCÈS

Lors de l'enquête on a cherché à connaître l'assistance au moment du décès en distinguant les décès à l'hôpital, de ceux où le mourant a eu l'assistance d'un médecin, d'un infirmier ou bien encore aucune assistance. Environ 51 % des décès d'enfant de moins d'un an et 48 % des décès d'enfants de 1-4 ans ont lieu à l'hôpital (tabl. 16).

La part des décès à l'hôpital est importante ; le docteur OULAI SOUMAHORO (1979) fait remarquer que sur 1.357 décès d'enfants de moins de 1 an enregistrés au CHU de Treichville durant les années 1976 à 1978, 1,3 % étaient déjà décédés lorsque les parents les amenèrent à l'hôpital ; 49,8 % sont décédés dans les 24 heures suivant leur hospitalisation. Ceci provient essentiellement du fait que les parents ne recourent à l'hospitalisation qu'au dernier moment, quand le cas de l'enfant leur paraît très grave ; ces hospitalisations sont donc trop tardives pour que les traitements entrepris puissent combattre efficacement la maladie.

4. Niveaux de mortalité et conditions d'habitat des ménages

De nombreuses études d'urbanisme ont établi des typologies de l'habitat qui se fondent surtout sur des critères juridiques ; nous avons préféré fonder notre analyse sur les conditions de vie et les catégories sociales que peut recouvrir le concept d'habitat.

4.1. PRÉSENTATION DE LA TYPOLOGIE DE L'HABITAT RETENUE

Les quatre types d'habitat distingués à Abidjan sont révélateurs de conditions économiques des ménages fort tranchées.

4.1.1. L'habitat de haut et moyen standing

Il représente une part non négligeable du parc immobilier abidjanais du fait de l'émergence d'une classe aisée ivoirienne et de la présence d'un très fort contingent de cadres expatriés européens ou africains.

Si pour le très haut standing il n'y a pas de difficultés de définition des critères, par contre la limite entre l'habitat de moyen standing et l'habitat économique est plus difficile à établir ; notre limite basse est constituée par des habitations en duplex. L'amalgame haut et moyen standing peut paraître inadéquat mais des problèmes de taille d'échantillon le rendaient nécessaire ; sont donc regroupés dans cette catégorie des villas et des appartements luxueux et récents de Cocody, des appartements anciens possédant un certain confort moderne tels certains immeubles du Plateau, ainsi que des villas et appartements de moyen standing appartenant à des opérations groupées de sociétés immobilières. Si l'on note un certain manque d'homogénéité au niveau de la qualité des logements, il semble par contre que l'on retrouve de nombreux points communs au niveau des occupants qui appartiennent à des catégories socio-professionnelles privilégiées (cadres, professions libérales, enseignants). Cette population d'un niveau scolaire élevé bénéficie de conditions de confort excellentes et d'un accès facile aux soins modernes. Au premier passage de l'enquête environ 114.200 personnes résidaient dans ce type d'habitat.

4.1.2. *L'habitat économique moderne*

Abidjan connaît une pénurie chronique de logements ; on constate pourtant qu'un effort particulièrement important a été accompli dans le domaine du logement économique, de vastes programmes d'habitat groupé de ce type ayant été menés à bien. Cet habitat très homogène comprend tous les logements économiques ou très économiques réalisés par des sociétés immobilières. On peut distinguer au sein de cet habitat deux sous-groupes :

- les cités de fonctionnaires, construites avant l'Indépendance ; il s'agit le plus souvent de cités en bandes, de construction simple mais constituées de logements assez vastes. L'absence de cours individuelles est à l'origine d'une vie collective assez intense (cuisines, etc.). La population est en général d'installation ancienne et le chef de famille y dispose d'un emploi stable ;

- les constructions postérieures à 1960 représentent la majorité de ce parc. Les premières opérations consistaient en cités HLM semblables à celles des banlieues parisiennes. Par la suite, les nouveaux programmes d'habitat ont été mieux adaptés à leurs occupants et les constructions ont pris la forme de grands lotissements comptant de nombreux logements de plain-pied. Ce type d'habitat marque une rupture assez nette avec le mode de vie tel qu'il existe encore dans la cour commune de l'habitat évolutif ; chaque logement y est bien individualisé avec souvent une cour privée, ce qui diminue consi-

dérablement les rapports de voisinage malgré la forte densité de population qui caractérise cet habitat moderne.

Ces deux types de logements regroupent des familles de salariés du secteur tertiaire ou des ouvriers qualifiés. Cette population au niveau scolaire moyen (fin primaire-secondaire 1^{er} cycle) bénéficie de bonnes conditions sanitaires (306.800 personnes).

4.1.3. *L'habitat évolutif*

Ce type d'habitat, toujours dominant à Abidjan au moment de l'enquête, accueille environ 55 % de la population (739.400 personnes) ; la stagnation puis le quasi-arrêt des programmes économiques (en 1979) ont probablement dû faire augmenter ce chiffre. Cet habitat est parfois qualifié de « traditionnel », bien qu'il soit fort éloigné de l'habitat rural, ou plus communément dénommé « habitat de cours ».

C'est la première forme d'habitat adoptée par les abidjanais au début du développement de la ville ; héritée des populations urbaines malinké, elle est assez répandue en Afrique de l'Ouest. Ce qui la caractérise particulièrement à Abidjan, c'est qu'elle est très rarement monofamiliale. Aujourd'hui, la cour comprend plusieurs logements et par la force des choses une vie communautaire s'y organise, avec parfois de vives tensions dans les relations de voisinage, bien compréhensibles dans une telle promiscuité. Rares sont donc les cours encore occupées par une même famille et leur fréquence diminue avec l'ancienneté du quartier ; quand la cour reste malgré tout à dominante familiale, les locataires sont en général relégués au fond de celle-ci. La promiscuité (cuisine, toilette souvent communes) et parfois l'insalubrité environnante (amoncellement de détritus dans les rues 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.

4.1.4. *L'habitat sommaire*

Assez largement représenté à Abidjan (105.200 habitants), il connaît une existence mouvementée, son développement étant tributaire du bon vouloir des pouvoirs publics. Nous n'avons pas pris en compte l'aspect juridique de l'implantation de ce type d'habitat découlant de sa précarité : dans ce cas les « cours » d'Abobo-Avocatier par exemple y seraient incluses. C'est au contraire l'aspect rudimentaire des habitations et les matériaux utilisés qui ont été le

TABLEAU 17

Taux et quotient de mortalité selon le type d'habitat (‰) (données non ajustées, toutes nationalités)

Groupe d'âges	Habitat haut et moyen standing			Habitat économique			Habitat évolutif			Habitat sommaire		
	Décès	a ^m x	a ^q x	Décès	a ^m x	a ^q x	Décès	a ^m x	a ^q x	Décès	a ^m x	a ^q x
0 an	75	27	26	519	43	42	2.200	58	56	408	62	59
1-4 ans	0	-	-	248	5	20	1.448	12	47	536	31	115

principal critère discriminant. On peut distinguer deux catégories :

— *les baraques* dont l'archétype se trouve à Koumassi Poto-Poto. Elles représentent l'essentiel de l'habitat sommaire ;

— *les constructions de type villageois en bois de palme* comme celles des campements de pêcheurs ghanéens.

Les zones d'habitat sommaire sont, pour une faible part seulement, construites avec des matériaux de récupération. La majorité des logements sont en quelque sorte « préfabriqués » et ont donné naissance à un artisanat du logement précaire.

L'existence de ces logements sommaires est due, en partie, davantage à la pénurie de logements évolutifs, qu'à la pauvreté des résidents ; les bidonvilles abidjanais sont donc relativement « sophistiqués », nombre de logements étant construits en vue de location, l'opération se révélant lucrative pour les propriétaires du fait de loyers élevés, peu éloignés de ceux payés dans une cour en dur. Les locataires sont en général des travailleurs étrangers (artisans du secteur de la petite production marchande, petits commerçants...). Cet habitat possède globalement les conditions sanitaires les plus mauvaises (absence de réseaux d'assainissement ou d'alimentation en eau potable).

Dans les deux derniers types d'habitat la proportion d'illettrés est importante. Pour l'étude de la mortalité un autre facteur devrait être pris en compte : *la localisation*. En effet on peut considérer les zones d'habitat proches des marécages ou des bras de lagunes sur l'île de Petit Bassam comme plus exposées à certaines endémies (paludisme par exemple). La majorité de l'habitat sommaire en particulier, se trouve dans ce cas.

4.2. NIVEAUX DE MORTALITÉ ET CONDITIONS D'HABITAT

Les niveaux de mortalité obtenus, à partir des données observées pour chacun des types d'habitat, sont présentés au tableau 17 (données non ajustées ; toutes nationalités prises en compte).

Ces résultats ne sont donnés qu'à titre indicatif (tabl. 17). En effet la faiblesse de l'échantillon dans certains types d'habitat (résidentiel particulièrement), entraîne une variance très élevée et donc un intervalle de confiance trop important (1). On peut également 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 un peu plus fiables. La mortalité juvénile est dérisoire dans l'habitat de standing (non mesurée à l'enquête), certainement proche des niveaux européens (en France en 1978 : ${}_4m_1 = 0,5 ‰$), 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 2 ‰ en résidentiel, la probabilité de mourir entre 1 et 4 ans serait 15 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 aurait une probabilité de mourir semblable ou très légèrement supérieure à celle d'un enfant européen, par contre les enfants des classes les plus déshéritées connaîtraient des niveaux identiques à ceux enregistrés au début du XIX^e siècle en Europe. Alors qu'à Genève vers 1800-1825 (A. PERRENOUD, 1981) le rapport pour la mortalité juvénile entre la classe dirigeante et les « ouvriers-employés » était de 3,4, à Abidjan, aujourd'hui, le rapport serait bien plus important : environ 7 entre habitat résidentiel et l'ensemble habitat évolutif

(1) Si globalement le taux de mortalité infantile est de $0,054 \pm 0,006$ et la mortalité juvénile de $0,011 \pm 0,0025$, l'intervalle de confiance est plus important au fur et à mesure que le nombre d'individus observés par type d'habitat décroît. Dans le meilleur des cas, dans l'habitat évolutif, l'intervalle de confiance est de $\pm 0,013$ pour la mortalité infantile, et $\pm 0,003$ pour la mortalité juvénile.

TABLEAU 18
Niveaux de mortalité dans quelques capitales africaines

	Abidjan 1978-79		Dakar 1978	Brazzaville 1974	Lagos 1975	
	Observée	Ajustée	Observée	Observée	Observée	Ajustée
1 ^o	53	65	70	61	44	97
4 ^o	43	50	60	68	?	?
Source	EPR		Etat civil A. SADIO (1981)	EPR DUBOZ P. (1979)	A. E. OKORAFOR (1979)	

plus habitat sommaire. Si les progrès de la médecine n'ont pas été bénéfiques pour tous dans les mêmes proportions, l'écart s'explique surtout par les différences de mode de vie (soins à l'enfant, alimentation, niveau de revenu). 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 par la suite, faire bénéficier leur enfant des meilleures infrastructures médicales, ou leur assurer une alimentation adéquate et équilibrée.

Une autre constatation s'impose, la dichotomie urbain-rural est trop simplificatrice. La diversité des modes de vie, des conditions socio-économiques doit être prise en considération. Dans une ville comme Abidjan une minorité de la population connaît des niveaux de mortalité proches de ceux des pays développés ; au contraire les plus démunis enregistrent des niveaux semblables, voire supérieurs, à ceux du milieu rural (mortalité juvénile de 115 ‰ dans l'habitat sommaire et 93 ‰ en milieu rural).

Conclusion

Les données présentées dans ce texte, résultent d'une observation sur une période très courte (1 an) et ne peuvent rendre compte de l'évolution des tendances. D'autre part, l'absence presque totale de données anciennes rend vaine toute tentative d'analyse des mutations dans le domaine de la mortalité.

La synthèse des enquêtes régionales (ROUSSEL, 1965) propose deux estimations de la mortalité infantile : 200 ‰ en milieu rural et 175 ‰ en milieu urbain. Une synthèse critique des données présentée par A. DIRTGEN (1977), 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 encore 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 capitale de la Côte d'Ivoire connaît un déclin du niveau de la mortalité infantile, mais à quel rythme ?

La comparaison avec d'autres capitales africaines permet de constater qu'apparemment le niveau de mortalité serait plus bas à Abidjan (tabl. 18). Toutefois la faiblesse des informations statistiques semble être un point commun : absence de série chronologique fiable, ignorance de la qualité exacte des données. Tant que cet obstacle ne sera pas surmonté nous devons nous contenter d'informations ponctuelles et renoncer à une analyse précise de la mortalité.

*Manuscrit reçu au Service des Éditions de l'O.R.S.T.O.M.
le 13 juillet 1984*

BIBLIOGRAPHIE

- ANTOINE (Ph.), HERRY (C.), 1981. — Enquête à passages répétés et étude de la mortalité en milieu urbain. Communication au séminaire sur les méthodes d'analyse et de collecte de données dans les études sur la mortalité. UIESP, Dakar, 10 p. *multigr.*
- ANTOINE (Ph.), HERRY (C.), 1982. — Enquête démographique à passages répétés. Agglomération d'Abidjan. Direction de la Statistique, O.R.S.T.O.M., Abidjan, août 1982, 419 p. *multigr.*
- BERNIER (R.), 1982. — Measles study. Preliminary results, Abidjan, 11 p. *multigr.*
- DITGEN (A.), 1977. — Synthèse critique des données récentes de fécondité et de mortalité infantile et juvénile en Côte d'Ivoire. *Cahiers du CIRES* n° 13, Abidjan, mars 1977 : 51-93.
- DITGEN (A.), 1979 (a). — L'état civil comme source de données de mouvement naturel de la population. Document du CIRES n° 22, mars 1979, 25 p. *multigr.*
- DITGEN (A.), 1979 (b). — 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.*
- DUBOZ (P.), 1979. — Étude démographique de la ville de Brazzaville 1974-1977. O.R.S.T.O.M., Brazzaville, juillet 1979, 268 p. *multigr.*
- MINISTÈRE DU PLAN. — DIRECTION DE LA STATISTIQUE, 1982. — Enquête démographique à passages répétés 1978-1979. Résultats définitifs. Abidjan, 270 p. *multigr.* [01 BP V55, Abidjan].
- OKORAFOR (A. E.), 1979. — La mortalité différentielle au Nigeria. Document CEA. E/CN 14 Pop. 153 Monrovia, novembre 1979, 16 p. *multigr.*
- OULAI (S.), 1979. — Bilan de trois années d'activité dans une unité de nouveau-nés en Pédiatrie, CHU de Treichville. Thèse de médecine, Abidjan.
- PERRENOUD (A.), 1981. — Les aspects socio-économiques de la mortalité différentielle des enfants dans le passé. Congrès International de la Population. Manille UIESP, tome 2 : 323-340.
- ROUSSEL (L.), 1967. — Côte d'Ivoire 1965. Population. Ministère du Plan, Abidjan, 208 p.
- SADIO (A.), 1981. — Analyse des données de l'état civil de la région du cap Vert (1978). M.E.F. Direction de la Statistique, Dakar, mars 1981, 15 p. *multigr.*
- TAWIAH (E. O.), 1979. — Quelques différences démographiques et sociales dans la mortalité infantile et juvénile au Ghana. In: Dynamique de la population, CEA, Monrovia, 26 novembre-1^{er} décembre 1979.