

ENREGISTREMENT DES DÉCÈS ET ÉTUDE DE LA MORTALITÉ URBAINE

ÉTAT CIVIL DE LIBREVILLE, GABON
1969-1972

Philippe ANTOINE, Pierre CANTRELLE, François SODTER

Démographes de l'O.R.S.T.O.M., 24, rue Bayard, Paris 75008

RÉSUMÉ

Les auteurs testent la complétude de l'état civil urbain de Libreville, Gabon, et concluent aux possibilités d'utilisation à des fins d'analyse démographique.

ABSTRACT

This study is of the urban registry of births, marriages and deaths of Libreville, Gabon, and its completeness with a view to analytical uses in demography.

L'état civil gabonais, dont la création remonte à 1912, a en fait été généralisé à partir de 1958 et complété par l'ordonnance du 29 décembre 1969 sur le code de la famille. L'objet de cette étude (1) est d'abord d'apprécier la valeur des données afin de proposer des mesures susceptibles de les améliorer pour obtenir dans l'avenir des indicateurs systématiques de la mortalité urbaine. La qualité de l'enregistrement semblait en première approximation assez satisfaisante pour justifier cette étude.

Un relevé individuel des décès de quatre années (1969-1972) avait été effectué et soumis à une exploitation informatique. L'évaluation de l'enregistrement des décès nécessite d'une part l'étude de

la complétude (tous les événements ont-ils été enregistrés ?), et d'autre part celle des caractéristiques mentionnées, liées à ces événements. L'appréciation de la complétude peut se faire par approche directe si l'on dispose d'une autre source d'enregistrement permettant la confrontation, ou par une analyse indirecte. C'est cette dernière méthode, moins fiable certes, qui sera utilisée en l'absence d'une autre source.

Après avoir décrit la procédure d'enregistrement, on évaluera la précision des caractéristiques, ensuite on examinera la validité des données afin de dégager quelques indicateurs de la mortalité en milieu urbain gabonais.

(1) Cet article fait suite à une communication présentée au cours du Séminaire OCAM sur l'état civil : « *Étude de l'enregistrement des décès à Libreville 1969-1972* ». Lomé, février 1976, *multigr.* 24 p.

TABLEAU I
Enregistrement des décès

	1969		1970		1971		1972		Total	
	NA	NP _p	NA	NP _p						
Décès à domicile.....	501	55,7	578	60,4	713	67,8	811	64,6	2603	63,5
Décès à l'hôpital.....	364	40,5	344	35,9	291	31,4	394	31,4	1303	33,5
Décès en clinique ou à la maternité.....	25	2,8	20	2,0	27	2,6	48	3,8	120	2,9
Autre lieu et indéterminé.....	9	1,0	15	1,6	20	1,9	3	0,2	47	1,1
Total des décès déclarés.....	899	100,0	957	100,0	1051	100,0	1256	100,0	4163	100,0
Diagnostiques enregistrés à l'hôpital.....	291		338		287		256		1172	
Diagnostiques enregistrés au service d'hygiène.....	360		317		290		292		1259	
Diagnostiques enregistrés à la fois à l'hôpital et à l'hygiène.....	36		26		23		28		113	
Diagnostiques enregistrés à l'hygiène non déclaré à l'État civil....	25		11		11		13		60	
Diagnostiques non enregistrés.....	187		265		440		667		1559	

NA : Nombre absolu.

NP_p : Nombre proportionnel.

I. La procédure d'enregistrement des décès et son application

1. LA PROCÉDURE

Un décès survient soit à l'hôpital soit à domicile ou dans un autre lieu (accident...). Dans le premier cas, le décès est automatiquement déclaré à l'état civil par l'administration du centre hospitalier. Dans l'autre, la démarche est moins simple : la famille du défunt doit obtenir, lors de la déclaration à l'état civil un permis d'inhumer, qu'elle doit faire viser au Service d'Hygiène. Le décès, ainsi que le diagnostic sont alors consignés sur le registre de ce service, en fonction des réponses du déclarant. Il y a donc deux enregistrements : Hôpital-Mairie ou Mairie-Service d'Hygiène.

Lors de cet enregistrement un certain nombre de renseignements concernant le décédé sont demandés à la famille et par la Mairie et par le Service d'Hygiène : nom, prénom du défunt, date du décès, date de naissance, sexe, profession. On peut donc en consultant les deux registres, comparer ou compléter les renseignements obtenus. Certaines données sont

obtenues seulement à la Mairie : coutume, domicile des parents ; alors que l'Hygiène retient le quartier et le diagnostic. Dans une note sur l'état civil B. PUEL [1973] avait abordé la confrontation cas par cas des relevés de l'état civil et du Service d'Hygiène.

Les actes délivrés par le service d'état civil sont gratuits. Une inhumation doit être effectuée par les Pompes Funèbres et revenait à l'époque à 3.000 F CFA pour un enfant, 12.000 F CFA pour un adulte, et 5.000 F CFA pour le transport (1).

2. APPLICATION DE LA PROCÉDURE

Ces circuits ne sont sans doute pas rigoureusement respectés dans les faits, comme le montrent les données obtenues au tableau I. En rapprochant les chiffres indiqués pour les lieux de décès de ceux des lieux d'enregistrement on constate que le circuit comporte de nombreuses imperfections. Pour certains décès ayant lieu à l'hôpital, le diagnostic n'est pas enregistré à cet endroit. En 1969, c'est le cas pour au moins 10 % des décès d'hospitalisés, et ce nombre atteint 28 % en 1972. Un phénomène inverse existe,

(1) Données communiquées par la Direction de l'entreprise Bouin au cours d'un entretien en déc. 1972.

1 F CFA = 0,02 FF.

TABLEAU II
Proportion de non indication à l'enregistrement

	1969		1970		1971		1972		Total	
	EDNI	NP	EDNI	NP	EDNI	NP	EDNI	NP	EDNI	FP
Lieu Décès inconnu.....	3	0,33	12	1,25	13	1,23	2	0,15	30	0,72
District Naissance inconnu....	108	12	90	9,4	132	12,5	102	8,1	432	10,3
Ethnie indéterminée mais gabonaise.....	189	21	146	15,2	922	87,7	1157	92	2414	58
Absence de diagnostic.....	191	21	260	27	435	41	650	52	1536	37
Maladie mal définie.....	178	20	118	12,3	117	11	133	10,5	546	13
Quartier inconnu.....	438	49	496	52	452	43	551	44	1937	46
Sexe inconnu.....	17	2	9	1	6	0,6	2	0,1	34	0,8
Âge indéterminé (*).....	74	8	56	6	72	7	44	3,5	246	6

EDNI : Effectifs de décès non indiqués (nombre absolu).

NP : Nombre proportionnel.

(*) Remarque : Pour un nombre important d'adultes, l'année de naissance est connue, on peut donc calculer un âge à une année près.

avec une ampleur moindre toutefois : 1,5 % des décès sont enregistrés seulement au service d'Hygiène. Mais le sous-enregistrement concerne surtout les décès ayant lieu au domicile, où l'on omet de plus en plus fréquemment de faire les formalités au service d'Hygiène. D'au moins 22 % des cas en 1969, on passe à environ 41 % en 1970, pour atteindre au moins 66 % en 1972.

Le non respect de certaines formalités précédant l'inhumation laisse supposer qu'un certain nombre de décès ne sont pas déclarés. Les constatations de la Direction du Service des Pompes Funèbres (société privée bénéficiant à cette époque d'un monopole) confirme cette hypothèse. Parfois, la famille demande une inhumation, alors qu'elle ne possède ni certificat de décès, ni permis d'inhumer (leur délivrance est gratuite par la Mairie, et ces papiers sont nécessaires pour l'inhumation). L'enterrement à tout de même lieu, la famille s'engageant à régulariser la situation par la suite. Le risque de non-déclaration subsiste cependant. Reste à savoir s'il existe des enterrements clandestins. Aucune information ne permet d'avancer ce fait, mais le coût de l'inhumation qui grève lourdement le budget de certains salariés (un ouvrier payé au SMIG obtient un revenu journalier de 416 F CFA en 1970) peut être une cause de non-déclaration.

II. Précision des caractéristiques

Les différentes caractéristiques obtenues sont plus ou moins fiables, et l'on procèdera donc à l'estimation

de leur précision. Les caractéristiques retenues après exploitation informatique pour l'analyse sont les suivantes : le lieu de décès, le district de naissance, le quartier de résidence, l'ethnie, le diagnostic, le sexe et l'âge. La profession n'a pas été retenue car les réponses étaient vagues, peu nombreuses, et en l'absence d'un semblant de catégorie socio-professionnelle, les données sont difficiles à coder pour une exploitation (une même activité peut porter trop de noms différents, ou inversement, une même profession recouvrir des activités différentes).

L'évolution des taux de non-réponse pour chaque caractéristique est retracée au tableau II. Certaines indications fournies par l'état civil apparaissent peu fiables. Si l'on possède une assez bonne connaissance du district de naissance (environ 90 % des cas), d'autres renseignements sont peu utilisables, comme l'ethnie pour laquelle l'indication tend à disparaître ; ou comme le quartier de résidence qui est inconnu dans un cas sur deux. L'indication du diagnostic apparaît de moins en moins entre 1969 et 1972 au Service de l'Hygiène et dans une moindre proportion à l'hôpital (voir tabl. I). Toutefois pour les diagnostics connus, la précision augmente pour ceux effectués à l'hôpital, où, sur 1.161 diagnostics, 76 sont mal définis soit 6,5 %. D'autres éléments, par contre, sont mieux connus. En dehors du lieu de décès indiqué dans 99 % des cas, le sexe et l'âge (dans 94 % des cas) constituent des données pour lesquelles la collecte par l'état civil tend à s'améliorer, et on peut envisager de les retenir pour une analyse. Avant d'aborder cette question, il serait bon de connaître le degré de précision des paramètres retenus.

TABLEAU III
Lieu de décès et précision de l'âge

Groupes d'âges	Âge précis			Âge imprécis		
	Domicile	Hôpital	Autre lieu	Domicile	Hôpital	Autre lieu
0 semaine.....	30	52	16			
1-4 semaines.....	37	19	9			
1-11 mois.....	383	99	24			
Total 0 an.....	450	170	49			
1-4 ans.....	431	118	29	100	92	5
5-14 ans.....	112	42	2	76	55	5
15-44 ans.....	52	23	5	408	285	14
45-64 ans.....	33	7		505	216	6
65 ans et +.....	21	9		235	47	5
Total âge déterminé.....	1.099	369	85	1.324	695	35
ÂGE INDÉTERMINÉ.....	180	324	17			

Notes : Sans tenir compte de 30 individus dont on ne connaît pas le lieu de décès.

Dans le tableau III la recodification dont il est question dans le paragraphe n'a pas encore été effectuée, par contre dans les tableaux V et VI, elle est prise en compte. Cette recodification a été faite en tenant compte du mois de naissance, du mois de décès et des probabilités de décès avant un an pour les âges précis.

PRÉCISION DE L'ÂGE AU DÉCÈS

Pour évaluer la précision de l'âge au décès, on appellera âge précis, un âge dont on connaît exactement les dates de décès et de naissance — jour, mois, année — et imprécis, si l'on ne connaît que l'année pour l'un des deux événements au moins. Un âge est dit indéterminé s'il n'est pas possible de le calculer (il manque la date, même imprécise, de naissance). Il est à noter que le chiffrement et la programmation avaient pris en compte une échelle fine pour l'évaluation de la précision de l'âge, celle-ci s'est révélée sans intérêt pratique. Dans un premier temps, lors de l'exploitation, en cas d'imprécision sur l'âge pour les moins de 2 ans, leur âge était traité comme indéterminé (tabl. III). Dans la phase suivante du traitement, une recodification a été opérée pour réintroduire les moins de 2 ans (tabl. V et suivants).

La précision de l'âge est étudiée en fonction de quatre paramètres : le lieu de décès, le district de naissance, le sexe, et l'âge.

a. Le degré de précision de l'âge varie suivant le lieu de décès

On voit au tableau III que l'imprécision des âges est plus grande chez les personnes décédant à l'hôpital. Globalement les résultats peuvent être regroupés de la façon précisée au tableau IV

TABLEAU IV

Proportion (en %) d'âges précis, imprécis et indéterminés selon le lieu de décès

Lieu de décès	Hôpital	Domicile
Précis.....	27	42
Imprécis.....	50	51
Indéterminé.....	23	7
Ensemble.....	100	100

L'explication d'un enregistrement des âges moins précis à l'hôpital réside peut-être dans la faiblesse des renseignements sur l'état civil d'un individu tels qu'ils sont obtenus à l'hôpital, et retransmis dans un second temps à l'état civil.

b. Pour évaluer la précision de l'âge en fonction du district de naissance, on doit distinguer les individus nés à Libreville des autres Gabonais.

Dans le tableau V on remarque l'influence de la mise en place d'un état civil à Libreville : 62 % des individus décédés ont un âge précis alors que pour ceux, originaires d'autres régions, c'est seulement le cas pour 20 % d'entre eux. Les résultats sont biaisés par la proportion importante de décès de jeunes enfants nés à Libreville, car la précision est également fonction de l'âge.

TABLEAU V
Précision de l'âge et district de naissance

Groupe d'âges	District naissance			Âge précis			Âge imprécis		
	Libreville	Autres	District inconnu	Libreville	Autres	District inconnu	Libreville	Autres	District inconnu
0 mois.....	152	10	2	43	10	5			
1-11 mois.....	409	88	9	123	38	11			
Total 0 an.....	561	98	11	166	48	16			
1-4 ans.....	422	153	6	122	104	24			
5-14 ans.....	89	59	8	39	77	21			
15-44 ans.....	36	39	6	102	530	81			
45-64 ans.....	26	12	2	149	520	67			
65 ans et +.....	23	6	1	93	158	39			
Total âge déterminé.....	1.157	367	34	671	1.437	248			
ÂGE INDÉTERMINÉ.....	31	66	152						

Note: Les décès imprécis des moins de 2 ans ont été réintroduits.

c. La précision de l'âge et du sexe ressort du tableau VI.

TABLEAU VI
Précision de l'âge selon l'âge et le sexe

Groupe d'âges (âge révolu)	Sexe Masculin		Sexe Féminin		Rapport de Mas- culinité
	Âge précis	Âge imprécis	Âge précis	Âge imprécis	
	0 semaine....	64	39	33	
1-4 semaines...	40	39	25	19	1,25
1-11 mois....	273	103	233	69	1,37
TOTAL 0 an....	377	142	291	88	1,22
1-4 ans.....	332	124	247	126	1,22
5-9 ans.....	73	47	56	42	1,43
10-14 ans....	12	31	14	16	1,53
15-19 ans ...	9	49	4	34	1,95
20-24 ans....	9	77	11	33	2,39
25-29 ans....	6	68	4	27	2,94
30-34 ans....	13	93	3	33	2,63
35-39 ans....	12	109	1	45	2,62
40-44 ans....	6	104	2	40	2,50
45-49 ans....	9	116	4	46	1,64
50-54 ans....	7	122	2	76	1,74
55-59 ans....	9	146	2	87	1,65
60-64 ans....	7	87	1	56	1,55
65-69 ans....	5	85	4	54	0,95
70 et +.....	14	70	7	81	
TOTAL.....	899	1.470	653	884	1,54

Note: Sont exclus les 159 hommes et 64 femmes d'âge indéterminé et les 32 individus de sexe indéterminé.

Si l'on distingue les enfants âgés de 0 à 4 ans révolus, on obtient les résultats suivants :

TABLEAU VII

Répartition (en %) des enfants jusqu'à 4 ans révolus selon le degré de précision de l'âge

Âge révolu	Sexe masculin			Sexe féminin		
	Précis	Imprécis	Ensemble	Précis	Imprécis	Ensemble
0 mois.....	73	27	100	75	25	100
1-11 mois...	73	27	100	77	23	100
0 an.....	73	27	100	77	23	100
1-4 ans.....	73	27	100	66	34	100

La précision est constante chez les garçons et légèrement variable chez les filles. Si la précision varie peu avec l'âge avant 5 ans, il n'en est plus de même pour les individus plus âgés.

TABLEAU VIII

Répartition (en %) des individus de 5 ans et plus selon le degré de précision de l'âge

Groupe d'âge (révolu)	Sexe masculin.			Sexe féminin		
	Précis	Imprécis	Ensemble	Précis	Imprécis	Ensemble
5-14 ans...	52	48	100	55	45	100
15-44 ans...	10	90	100	11	89	100
45-64 ans...	6	94	100	3	97	100
65 et +....	11	89	100	8	92	100
TOTAL 5 ans et +.....	14	86	100	15	85	100

Il semble exister peu de différence de précision sur l'âge entre les deux sexes mais par contre le degré de précision diminue en fonction de l'âge. Ce fait provient de l'ignorance par la famille de l'âge exact du décédé, et de l'absence d'enregistrement de leur naissance à l'état civil (et donc non connaissance de l'âge exact) chez les défunts les plus âgés. Ainsi la plus grande imprécision existe pour le groupe d'âge 45-64 ans. Au-delà certains âges appelés précis sont, sauf cas exceptionnel, déterminés à partir de jugement supplétif. On peut signaler que les personnes n'ayant pas eu leur naissance enregistrée à l'état civil, se voient attribuer une date de naissance « précise » par un jugement supplétif.

Plus les personnes sont âgées, plus l'âge est imprécis, ce phénomène est lié à une constante des pays à statistiques déficientes. C'est-à-dire que l'importance des effectifs d'âge imprécis amènera à nuancer toute conclusion que l'on pourra tirer de cette étude et à n'émettre en définitive que des hypothèses plausibles plutôt que des certitudes.

III. Mortalité apparente et complétude de l'état civil

Une proportion satisfaisante d'indications à l'état civil pour les caractéristiques essentielles : âge, sexe, lieu de décès, n'est pas suffisante pour présager d'un bon enregistrement du nombre des décès. Une première approche de la complétude a été effectuée par l'OCAM (1975, p. 100), et son niveau a été calculé par le rapport entre le nombre de décès totaux enregistrés et le nombre de décès calculés à partir du taux de référence de la mortalité gabonaise. Cette première estimation a été faite à partir de l'ensemble de la population gabonaise. L'idéal pour l'améliorer serait de rapporter le taux de mortalité apparent au taux de référence de Libreville. Mais comme on ne le connaît pas, on doit recourir à une analyse comparative des taux de mortalité (général et par groupe d'âges).

1. LE TAUX APPARENT DE MORTALITÉ GÉNÉRALE

Le rapport des événements annuels enregistrés à la population moyenne donne un taux de mortalité apparent, distinct du taux de référence. Le taux

de mortalité générale (apparent) ne peut être calculé qu'en connaissant la population africaine de Libreville. Cette ville exerce un attrait sur la population gabonaise de l'intérieur. Le mouvement migratoire est particulièrement important : l'accroissement annuel moyen est de 10,6 % sur la période étudiée (FRANÇOIS M., 1969).

L'accroissement des décès enregistrés à Libreville est de : $357/899 = 40\%$ de 1969 à 1972 (voir tabl. I), soit un taux d'accroissement annuel de 11,8 %, légèrement supérieur à la croissance urbaine. Pour le calcul des taux apparents de mortalité, la population moyenne a été calculée à partir de l'extrapolation (1) de la population obtenue au 1^{er} juin 1969 par le recensement général (tabl. IX).

TABLEAU IX

Population de Libreville (résidents gabonais)

Groupe d'âges	Population au 1/6/1969* (recensement)		Population (estimée) au 1/1/1971		Rapport de masculinité 1/6/69
	Masculin	Féminin	Masculin	Féminin	
0 an.....			1380	1300	1,06
1-4 ans.....	5233	5172	4760	4760	1,00
5-9 ans.....	3817	4092	4480	4800	0,93
10-14 ans....	2698	2791	3170	3270	0,97
15-19 ans....	3435	3180	4030	3730	1,08
20-24 ans....	4430	3341	5200	3920	1,33
25-29 ans....	3770	2923	4420	3430	1,29
30-34 ans....	3660	2487	4290	2920	1,47
35-39 ans....	2454	1807	2880	2120	1,36
40-44 ans....	1871	1482	2200	1740	1,26
45-49 ans....	1339	1083	1570	1270	1,24
50-54 ans....	933	804	1090	940	1,16
55-59 ans....	750	540	880	630	1,39
60-64 ans....	324	340	380	400	0,95
65-69 ans....	219	239	260	280	0,92
70 ans et +.	171	312	200	370	0,55
TOTAL.....	35104	30815	41190	35880	1,15

* Il n'a pas été tenu compte du nombre négligeable des 450 personnes dont l'âge n'était pas mentionné.

(1) Le recensement du 1^{er} juin 1969 donne la structure par âge de la population gabonaise (tabl. IX). L'état civil couvre 4 années entières de 1969 à 1972. La population moyenne correspond à la population au 1/1/1971. Elle peut être estimée en supposant que le taux de croissance de Libreville s'applique identiquement à tous les groupes d'âges. La population moyenne extrapolée figure dans le Tableau VI. Toutefois pour obtenir l'effectif des 0 ans révolus, on utilise la méthode d'ajustement suivante préconisée par CARRIER et HOBECRAFT. Voir CLAIRIN R., 1973, pp. 31-32. Avec $n_0 = 0,328 (N_0) - 0,176 (N_1) + 0,048 (N_2)$ on obtient : $n_{0M} = 1377$ et $n_{0F} = 1302$.

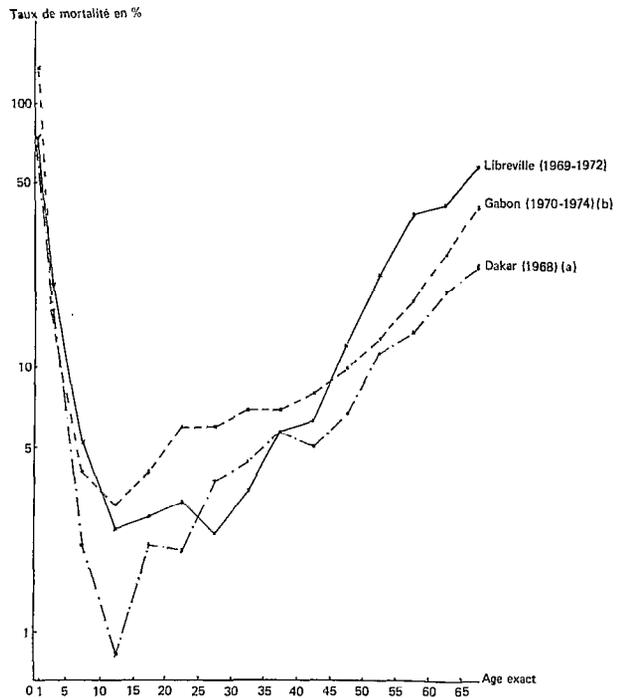
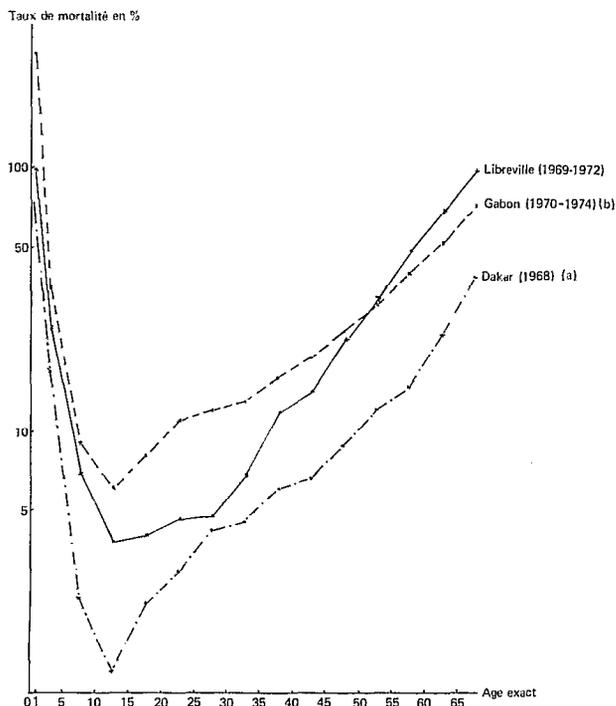


Fig. 1. — Taux de mortalité, sexe masculin. Sources : (a) P. CANTRELLE, 1973 (p. 158) ; (b) M. FRANÇOIS, 1973 (p. 862).

Fig. 2. — Taux de mortalité, sexe féminin. Sources : (a) P. CANTRELLE, 1973 (p. 158) ; (b) M. FRANÇOIS, 1973 (p. 862).

Le calcul du taux apparent de mortalité donne un résultat relativement faible pour une ville africaine : 13,6 ‰ (l'écart entre les sexes est important : 15,4 ‰ pour le sexe masculin et 11,2 ‰ pour le sexe féminin). Ce niveau n'a rien de surprenant car Libreville dispose d'une infrastructure sanitaire et médicale importante. On ne peut donc plus comparer ce taux apparent de mortalité à celui de l'ensemble du Gabon estimé à 30 ‰ en 1960 (FRANÇOIS M. [1973], p. 862) et retenu par l'OCAM. La comparaison des taux de mortalité par groupe d'âges et par sexe donne de meilleures informations.

2. LES TAUX APPARENTS DE MORTALITÉ PAR GROUPE D'ÂGES ET PAR SEXE

La répartition des décès par sexe et par âge (précis ou imprécis) a été donnée plus haut (tabl. VI). Les effectifs de décès corrigés en tenant compte des âges imprécis et indéterminés (1) figurent au tableau X en même temps que les taux apparents de mortalité par groupe d'âges obtenus en rapportant

les décès annuels (moyens) corrigés à la population moyenne des groupes d'âges correspondants. Pour évaluer la validité de l'enregistrement, une comparaison avec d'autres données est souhaitable. Elle est facilitée grâce aux figures 1 (sexe masculin) et 2 (sexe féminin) où sont représentés également les taux de mortalité du Gabon (FRANÇOIS M. [1973], 862) et de Dakar (CANTRELLE P. [1973], 158) en plus de ceux de Libreville.

Pour le sexe masculin, l'allure générale de la courbe semble régulière. Le niveau de la mortalité jusqu'à 35 ans semble plausible. On peut penser en effet qu'à Libreville le niveau de la mortalité est légèrement supérieur à celui de Dakar. Il n'existe donc pas de sous-enregistrement évident. Par contre au-delà de 40 ans, la courbe indique un niveau de mortalité élevé, supérieur à la mortalité du Gabon dans son ensemble.

Les mêmes remarques sont valables pour le sexe féminin. Toutefois certains groupes d'âges présentent des valeurs singulières. Ainsi entre 5

(1) Indétermination sur le sexe de 34 individus, répartis proportionnellement à la structure par sexe déjà connue, on obtient ainsi 180 hommes et 77 femmes pour lesquels l'âge reste indéterminé. La répartition par groupe d'âge est faite au prorata des âges imprécis.

et 10 ans le niveau de mortalité est supérieur à celui de l'ensemble du Gabon. Ceci ne recouvre sans doute pas un phénomène réel, mais plutôt des erreurs de « collecte » : soit erreur sur l'âge, soit enregistrement insuffisant des décès, ou les deux types d'erreur conjointement. On ne peut rester qu'au stade des hypothèses car la comparaison avec les données pour l'ensemble du Gabon (calculées, sur la base d'une très forte surmortalité masculine pour ces âges) (FRANÇOIS M. [1973], 802 et 864) est délicate et l'écart est peut-être moins important dans la réalité. Une autre distorsion existe entre 25 et 35 ans suggérant une faiblesse relative de la mortalité par rapport à Dakar : l'enregistrement insuffisamment précis des âges risque de provoquer un biais. L'ensemble des deux graphiques ne laisse pas apparaître un sous-enregistrement des décès du sexe féminin par rapport aux décès de sexe masculin.

Si l'on peut supposer que peu de décès en nombre absolu, dans l'ensemble échappe à l'enregistrement, il est difficile, par contre, de connaître le niveau de mortalité par groupe d'âge et le recours au test de la table de mortalité du moment de Libreville par comparaison à la table africaine proposée par Brass confirme ce résultat (1). Le calcul des logits de la table de mortalité masculine de Libreville figure en annexe. Les logits de chaque table étant connus, une comparaison graphique est possible (fig. 3). Si la table de mortalité de Libreville avait la même structure que celle de la table africaine de Brass, une droite devrait joindre tous les points. L'ajustement montre que *la table possède une certaine cohérence interne jusque vers 45 ans* et qu'il existe, au-delà de cet âge, une surmortalité. Cette distorsion aux âges élevés ne provient pas de l'ajustement des âges : les décès bruts (tabl. X) seuls donnent tout

TABLEAU X
Taux apparents de mortalité par groupe d'âges

Groupe d'âges	Sexe masculin				Sexe féminin			
	Décès bruts (*)	Décès corrigés (*)	Décès annuel Moyen	Taux mortalité ‰	Décès bruts (*)	Décès corrigés (*)	Décès annuel Moyen	Taux mortalité ‰
0 mois.....	143	147	37		77	79	20	
1-11 mois.....	376	389	97		302	308	77	
0 an.....	519	536	134	97,3	379	387	97	74,5
1-4 ans.....	456	471	118	24,8	373	384	96	20,2
5-9 ans.....	120	126	31	6,9	98	102	26	5,4
10-14 ans.....	43	47	12	3,8	30	31	8	2,4
15-19 ans.....	58	64	16	4,0	38	41	10	2,7
20-24 ans.....	86	96	24	4,6	44	47	12	3,1
25-29 ans.....	74	82	21	4,7	31	33	8	2,3
30-34 ans.....	106	117	29	6,8	36	39	10	3,4
35-39 ans.....	121	134	34	11,8	46	50	12	5,7
40-44 ans.....	110	123	31	14,1	42	45	11	6,3
45-49 ans.....	125	139	35	22,3	50	54	13	10,2
50-54 ans.....	128	143	35	32,0	78	85	21	22,3
55-59 ans.....	155	173	43	48,9	89	96	24	37,9
60-64 ans.....	94	105	26	68,4	57	62	16	40,1
65-69 ans.....	90	100	25	97,3	58	63	16	57,1
70 ans et +.....	84	93	23	114,4	88	95	24	65,6
Indéterminé (voir note du tabl. III).	180				77			
TOTAL.....	2 549	2 549	637	15,5	1 614	1 614	404	11,3

(*) Décès des 4 années (1969-1972).

(1) CLAIRIN (1973), p. 153-154. La méthode des logits de Brass permet de voir s'il existe une relation entre les logits de la table de mortalité établie pour Libreville et ceux de la table de référence de Brass, le logit étant défini par la formule suivante :

$$q(x) = \frac{1}{2} \log_e \frac{q(x)}{1 - q(x)}$$

où $q(x)$ est la proportion de décédés à l'âge x dans une génération.

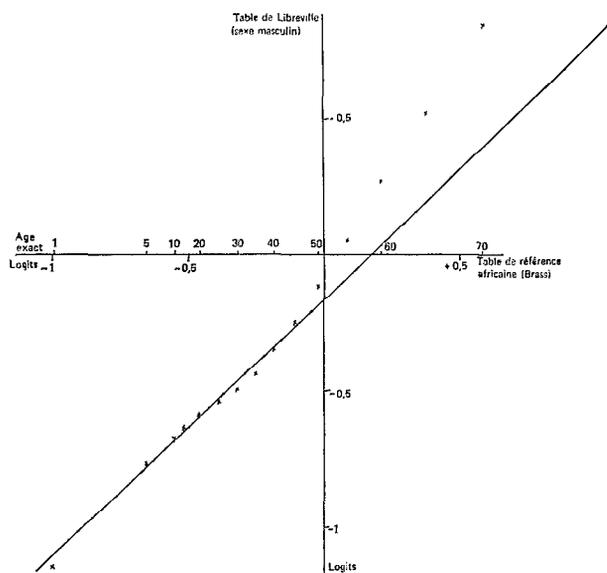


Fig. 3. — Test de la table de mortalité. Libreville (sexe masculin) 1969-1972.

de même des quotients élevés. De plus, il semble peu probable que parmi les décès d'âges indéterminés, aucun ne touche des âges élevés. Un biais peut être introduit au dénominateur : les classes d'âges élevés seraient sous-évalués ; mais l'effectif faible des 70 ans et plus, lors du recensement de 1969 élimine cette hypothèse. Cette surmortalité n'est explicable que de deux façons : ou bien, il existe un vieillissement systématique chez les adultes, ou bien le phénomène est réel et correspond à une espérance de vie plus basse que le standard de Brass à partir de 50 ans. Pour le sexe féminin, cette méthode donne des résultats identiques et permet d'émettre les mêmes hypothèses.

Ces remarques sur l'enregistrement des décès à

l'état civil d'un centre urbain amènent à penser que cet enregistrement a atteint un degré de complétude qui sans être total permet déjà de dégager des indications utiles sur la mortalité librevilloise.

IV. Indications sur la mortalité urbaine

A partir de l'exploitation de l'état civil des indications peuvent être obtenues sur la mortalité urbaine : la mortalité infantile et juvénile et la mortalité par lieu.

1. LA MORTALITÉ DANS L'ENFANCE (0-5 ANS)

L'étude de la mortalité des jeunes enfants est possible car c'est pour ces individus que les données sont les plus précises.

a. Quotient de mortalité infantile

Les naissances à Libreville peuvent être évaluées à 8125 garçons et 7950 filles (1) durant la période 1969 à 1972. Les quotients de mortalité infantile obtenus sont alors pour les garçons : 66 ‰, et pour les filles : 48,7 ‰. Ces quotients diffèrent de beaucoup avec ceux qu'on obtiendrait à partir de la relation suivante $1q_0 = \frac{1m_0}{1+1m_0}$ (2). L'exploitation des données, concernant les moins d'un an d'âge précis permet de connaître la valeur de λ , $\lambda = 0,6$, et l'on obtient de cette façon les quotients suivants : $1q_0M = 91,3 ‰$ et $1q_0F = 71,3 ‰$. La différence entre les résultats est significative. L'écart provient peut-être du nombre de naissances enregistré. Le taux brut apparent de natalité, d'après ces données, étant de 51,8 ‰, ce niveau paraît élevé pour Libreville où la stérilité est importante : environ 33 % de femmes stériles en 1967-1968 (3). Sur le nombre de naissances à l'hôpital (94 % des naissances

(1) Le rapport sur l'activité de l'état civil de la commune Libreville de 1969 à 1971 donne les résultats suivants :

	1969	1970	1971	1972 (estimé)
Masculin.....	1649	1984	2012	2480
Féminin.....	1563	1936	2102	2350

PUEL estime que le taux de croissance à 14,6 % par an. Note, op. cit.

(2) A partir de CLAIRIN R. (1973), p. 76, on tire la relation suivante : $\frac{N - (1q_0 / 1m_0) N}{1q_0} = \lambda$ où N est le nombre de naissances et $\lambda = \frac{D'}{D'+D''}$ avec D' les décès se produisant l'année de naissance et D'+D'' les décès avant 1 an. La relation utilisée n'est rigoureusement exacte que pour une population stationnaire, mais le biais introduit est faible car on prend une année d'âge comme amplitude.

(3) FRANCOIS M., MARTIN SAMOS : *Analyse données démographiques* (Quartier N'Kembo) p. 16.

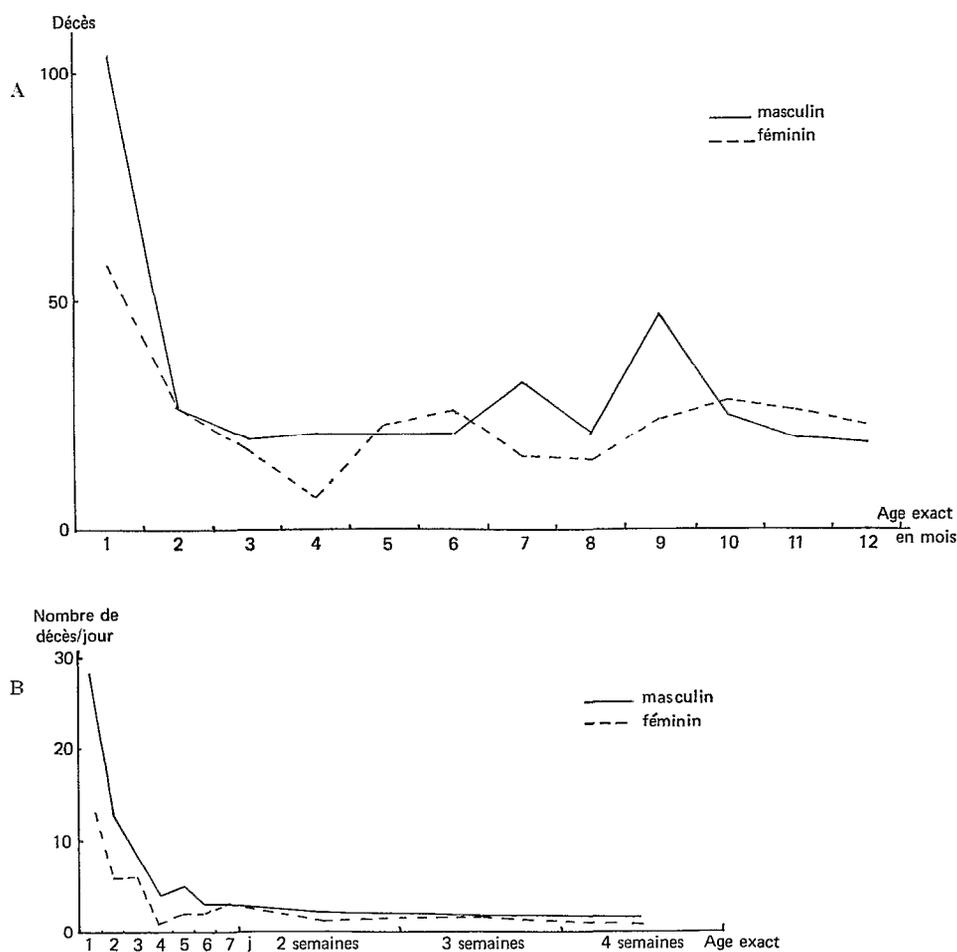


Fig. 4. A. — Décès avant 1 an. (Effectif : âge précis). 4. B. — Décès avant 1 mois. (Effectif : âge précis).

déclarées se produisent à la maternité (1), certaines sont issues vraisemblablement de femmes non résidentes à Libreville. Il vaut donc mieux retenir les seconds quotients comme ordre de grandeur. L'écart de mortalité entre garçons et filles est important et constitue un des aspects les plus remarquables de la mortalité infantile.

b. *Surmortalité masculine*

La surmortalité masculine mise en évidence précédemment se manifeste en effet dès les premiers jours qui suivent la naissance comme le montre la figure 4 b, et comme le confirme un rapport du

Dr Gilles sur la mortalité néo et post-natale au Gabon en 1970, qui relève sur l'ensemble des décès survenus au cours de la première semaine 65,2 % de garçons (cité par FRANÇOIS M. [1973], 878). Le tableau V permet de calculer cette proportion pour les effectifs d'âges précis : 64 décès masculins pour un total de 97, soit avec un intervalle de confiance de 95 % : 66 ± 9 %.

Il existe donc une forte vraisemblance pour que cette surmortalité masculine soit réelle. Le phénomène existe également pour les morts-nés. Selon le Dr Gilles, 61,4 % des morts-nés sont des garçons soit un rapport de masculinité des décès

(1) PUEL B. Note... *op. cit.* L'auteur fait remarquer que 91 % des parents dont l'enfant naît à l'hôpital viennent chercher l'acte de naissance ce qui donne un indicateur de l'intérêt porté à l'état civil.

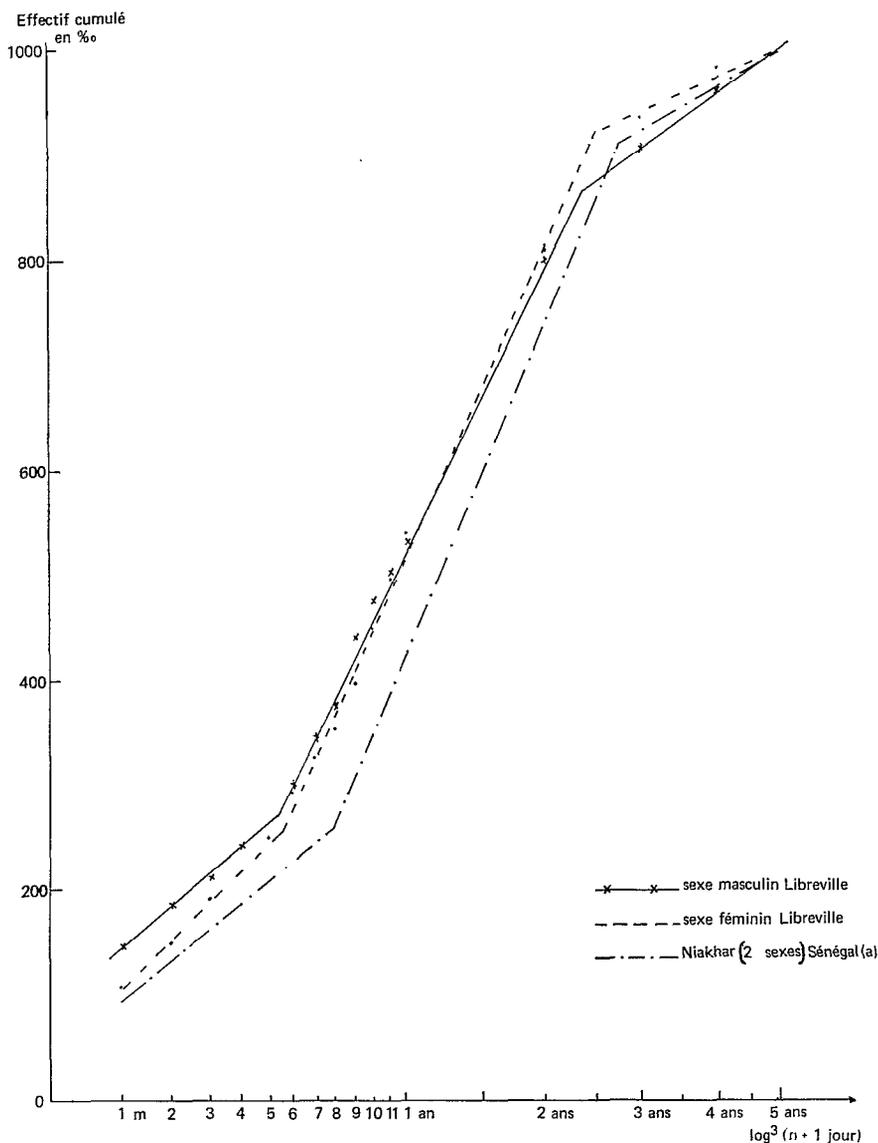


Fig. 5. — Décès avant 5 ans.

(a) Source : P. CANTRELLE, H. LERIDON, 1971.

de 159. Un relevé effectué de 1951 à 1954 donnait 157,1, niveau nettement supérieur aux pays voisins (Congo 124,3, Oubangi 126,7) (1).

Au-delà de la première semaine, la surmortalité s'atténue (voir fig. 4a et 4b). Toutefois, entre 7 et 9 mois (fig. 4 a) il existe de nouveau une surmortalité masculine, laissant supposer une faiblesse plus grande des garçons au moment du passage à un allaitement mixte (voir *infra*). Le tableau XI donne les quotients de mortalité pour l'ensemble des moins d'un an à deux périodes différentes pour Libreville (2).

TABLEAU XI
Quotient de mortalité infantile en ‰

	Masculin	Féminin
Libreville 1961.....	140	94
Libreville 1969-172.....	91	71

Ce tableau permet de lever l'hypothèse d'une simple erreur d'enregistrement et démontre l'existence et la constance d'une surmortalité masculine,

(1) Enquête Sex-ratio (1951-1955), p. 5. Haut Commissariat à l'AEF.

(2) Bulletin mensuel Statistique, Gabon 1961, p. 6.

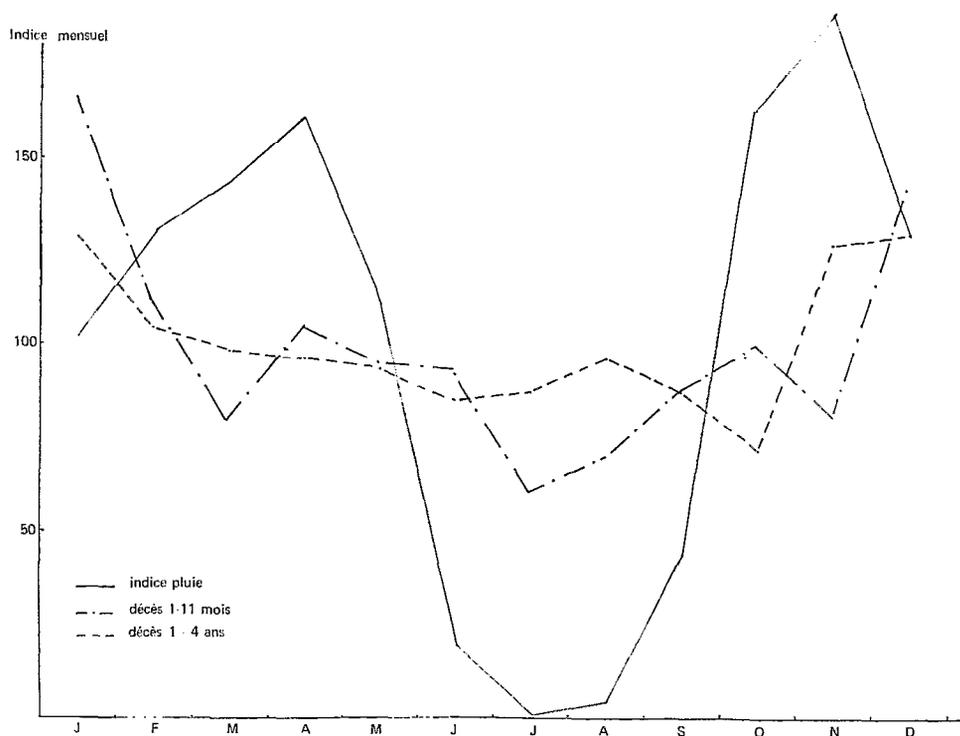


Fig. 6. — Indice mensuel des décès.

nécessitant une analyse particulière dépassant le cadre restreint de cette étude.

c. La mortalité juvénile

De 1 à 5 ans, la mortalité demeure élevée. La figure 5, établie selon la méthode de Bourgeois-Pichat (décès cumulés, échelle \log_3), permet de dégager une phase de surmortalité exogène entre 6 mois et deux ans et demi (cassures de la courbe à 6 mois au lieu d'un alignement des points). Le phénomène existe pour les deux sexes, mais en valeur absolue, il est plus marqué pour le sexe masculin (voir fig. 4 a).

La comparaison avec les relevés à Niakhar (Sénégal 1963-1965) (CANTRELLE P., LERIDON H. [1971]) montre que la cassure vers 6 mois environ, début de l'insuffisance de l'allaitement maternel ntégral, existe dans plusieurs régions africaines. Cette spécificité de la mortalité africaine amène à penser qu'il faudrait utiliser des indices particuliers pour les comparaisons inter-régionales africaines. Les rapports suivants :

$$\frac{\text{Décès moins d'un an}}{\text{Décès 1-4 ans révolus}} \text{ et } \frac{\text{Décès 0-4 ans révolus}}{\text{Décès aux autres âges}}$$

devraient constituer des indicateurs du niveau sanitaire des centres urbains africains. Pour l'instant les valeurs demeurent élevées pour Libreville — respectivement 1,08 et 0,79, montrant les progrès à réaliser dans le domaine sanitaire pour éliminer la mortalité infantile et surtout juvénile. Presqu'un décès sur deux est celui d'un enfant de moins de 5 ans. Si l'on possédait des données fiables par quartier, ces indicateurs pourraient donner d'utiles renseignements sur les disparités sanitaires librevilloises.

d. La mortalité saisonnière

A Libreville, les plus grandes variations saisonnières de la mortalité sont enregistrées chez les moins d'un an, plus précisément dans le groupe 1-11 mois (voir fig. 6).

La région de Libreville est très pluvieuse (2700 mm/an en moyenne). C'est la grande saison sèche qui va du 1^{er} juin au 15 septembre environ qui est la

plus marquée (1). Pour étudier la mortalité saisonnière, il s'est avéré plus pratique de regrouper les décès par trimestre afin d'atténuer les fluctuations aléatoires et de respecter la saisonnalité des pluies. Cet objectif semble atteint en regroupant les mois de la façon suivante :

- décembre, janvier, février (D.J.F.). Saison des petites pluies,
- mars, avril, mai (M.A.M.). Saison des petites pluies,
- juin, juillet, août (J.J.A.). Saison sèche,
- septembre, octobre, novembre (S.O.N.). Saison des grandes pluies.

Les décès trimestriels sont portés sur la figure 7. Ce diagramme regroupe les décès des moins d'un an d'âge précis pour l'ensemble de la période.

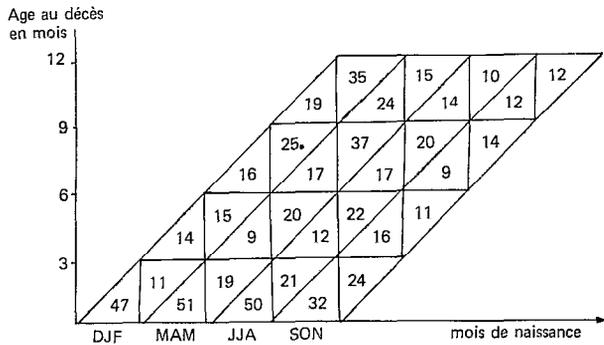


Fig. 7. — Décès avant 1 an selon le mois de naissance. (Répartition trimestrielle).

On a préféré ne pas calculer de quotient de mortalité à partir des naissances, en raison des remarques faites précédemment sur leur niveau (voir IV. 1.a). Cependant, il faut noter la variation de l'indice trimestriel d'enregistrement des naissances :

D.J.F.	M.A.M.	J.J.A.	S.O.N.
84	115	107	93

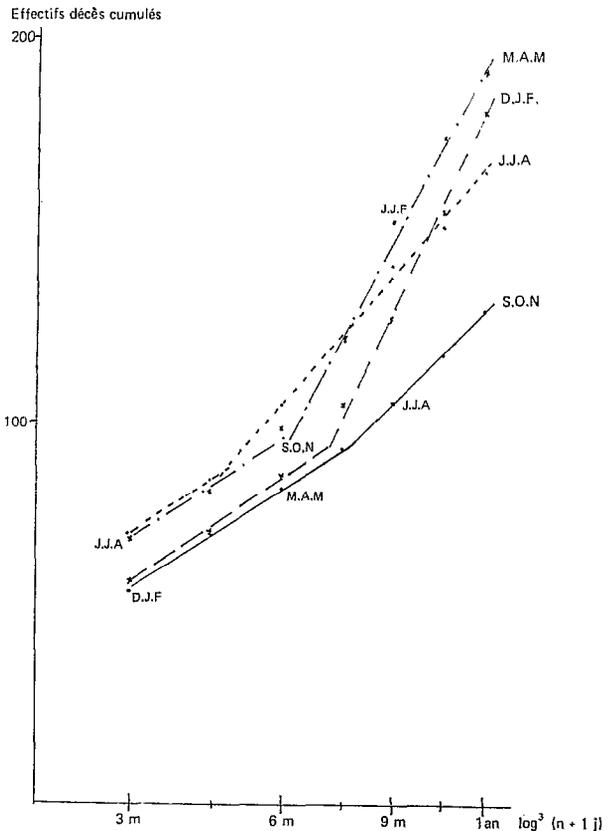


Fig. 8. — Mortalité saisonnière avant 1 an.

Ces variations jouent sur le niveau de mortalité des premiers mois (proportionnalité entre le nombre de naissances et le nombre de décès endogènes). Mais le recours à la méthode de Bourgeois-Pichat permet d'analyser la surmortalité exogène par trimestre tout en diminuant l'influence de la variation saisonnière des naissances (fig. 8).

Si l'on compare ces quatre courbes, on remarque que la cassure vers 6 mois existe mais elle est plus ou moins importante et plus ou moins tardive. Deux cohortes sont particulièrement frappées par la surmortalité exogène : les enfants nés de décembre à mai. Le démarrage de cette surmortalité coïncide

(1) DELHUMEAU. Carte pédologique Libreville. Notice explicative O.R.S.T.O.M., p. 3.

Le relevé des pluies à Libreville donne les résultats suivants (mm)

J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D
228	291	320	360	246	42	2	8	97	367	426	292

à la fois avec la période de reprise des pluies, et à l'âge (environ 6 mois) où le lait maternel n'est plus une nourriture suffisante.

Par contre pour la cohorte née en S.O.N., la conjonction des événements est plus favorable. Le passage à une nourriture mixte a lieu au moment de la saison sèche : on constate juste une légère surmortalité exogène. Enfin, pour la cohorte née de juin à août, l'influence de la grande saison des pluies entraîne un démarrage précoce de la surmortalité exogène (vers 5 mois).

Ces remarques montrent qu'il existe un lien entre une agression extérieure liée au climat et une réceptivité particulière des enfants vers 6 mois. Des progrès importants pourraient donc être réalisés en matière de protection infantile. Si l'on suppose que la variation saisonnière seule est éliminée et que l'on prolonge à partir de 6 mois les trois courbes (M.A.M., D.J.F., J.J.A.) avec une même pente que la courbe S.O.N., on obtient environ 100 décès de moins (440 au lieu de 540 pour ces 3 cohortes), c'est-à-dire une baisse de 18 % de la mortalité infantile.

2. PROPORTION DE DÉCÈS SURVENUS À L'HÔPITAL

D'autres indicateurs utiles peuvent être obtenus à partir des données déjà disponibles, notamment la proportion des décès survenus à l'hôpital qui montre la fréquentation différentielle.

Dans les décès à l'hôpital, y compris les maternités, on inclut l'ensemble des décès survenus tant dans les établissements publics que privés. Il s'agit donc de malades pour lesquels la surveillance est privilégiée.

Dans l'ensemble, la proportion est de 37 % de décès survenus à l'hôpital, soit seulement un peu plus d'un décès sur trois. Cette proportion évolue au cours des quatre années de l'étude :

TABLEAU XII
Décès à l'hôpital suivant l'année

Année	%	Effectif correspondant	Ensemble de décès
1969.....	44	389	890
1970.....	39	364	942
1971.....	31	318	1031
1972.....	35	442	1253

La diminution progressive apparente correspond à une stagnation du nombre de décès à l'hôpital, qui traduirait la saturation de l'équipement hospitalier et montrerait les besoins croissants en investissement de ce type.

Il est intéressant de constater les variations de cet indicateur selon le sexe et les grands groupes d'âges (tabl. XIII).

TABLEAU XIII
Proportion de décès survenus à l'hôpital

Groupe d'âges	Sexe Masculin			Sexe Féminin			Ensemble		
	H	D	Proportion décès hôpital	H	D	Proportion décès hôpital	H	D	Proportion décès hôpital
0 mois.....	80	61	57	44	33	57	124	94	57
1-11 mois.....	124	251	33	94	207	31	218	458	32
0 an.....	204	312	40	138	240	37	342	552	38
1-4 ans.....	151	300	33	111	262	30	262	562	32
5-14 ans.....	68	92	43	33	95	26	101	187	35
15-44 ans.....	211	335	39	108	125	46	319	460	41
45-64 ans.....	174	321	35	52	217	19	226	538	30
65 ans et +.....	42	129	25	18	127	12	60	156	28
Âge indéterminé.....	123	30	80	46	15	75	169	45	79
TOTAL.....	977	1 519	39	507	1 081	32	1.484	2.600	36

H = Effectif décès à l'hôpital.
D = Effectif décès au domicile.

La proportion de décès à l'hôpital est plus élevée chez les hommes, 39 %, contre 32 % chez les femmes. La différence selon le sexe est particulièrement révélatrice en faveur des jeunes garçons (5-14 ans) : 43 %, et des femmes à la période de la fécondité (15-44 ans) : 46 %.

En ce qui concerne l'âge, la proportion la plus élevée se trouve chez les nouveaux-nés, puis chez les adultes jeunes (15-44 ans) ; et la plus faible chez les personnes âgées (65 ans et plus), dont le plus grand nombre décèdent à domicile ; cette tendance se trouve également chez les femmes de 45-64 ans. Il serait certes intéressant de compléter cette brève analyse par une comparaison avec les statistiques d'entrée à l'hôpital, pour le calcul de la létalité selon les mêmes critères. Les causes de décès mériteraient aussi un examen approfondi, mais qui sort du champ de la présente étude. Cependant, un tableau abrégé est donné en annexe II à titre indicatif.

Conclusion

Cette étude de l'enregistrement des décès à l'état civil d'un centre urbain a permis de dégager des indications utiles sur la mortalité. Cependant pour permettre une pleine utilisation de ces données à des fins démographiques et sanitaires il conviendrait à la fois de favoriser la promotion des déclarations et d'améliorer l'enregistrement. A cette fin les propositions suivantes sont avancées :

— attirer l'attention des responsables de l'état civil sur la déclaration des décès des enfants en bas âge. Une bonne connaissance de ces décès permet

en effet de dégager des indications de l'amélioration des conditions sanitaires urbaines ;

— insister auprès des services hospitaliers pour que la date de naissance connue soit inscrite et non qu'un âge arrondi soit attribué ;

— demander aux secrétaires d'état civil et des hôpitaux de veiller au critère de résidence afin de distinguer que les personnes résidentes de la ville ;

— demander au service d'hygiène de s'efforcer de préciser la « cause de décès » ;

— confronter les listes d'inhumations effectuées par le service des pompes funèbres avec celles de l'état civil ;

— enfin, au niveau de complétude qui semble atteint actuellement une enquête parallèle sur échantillon permettrait une vérification cas par cas, beaucoup plus précise que l'évaluation globale effectuée dans la présente étude. Elle montrerait en même temps les causes de non-déclaration, ainsi que la validité de certains renseignements nécessaires, en particulier la résidence. Cette étude pourrait permettre d'approcher et de comprendre le phénomène de surmortalité masculine accentuée surtout avant un an.

Cette étape franchie, on pourrait alors assurer le contrôle de l'enregistrement progressivement dans les autres parties du pays.

REMERCIEMENTS

Les auteurs remercient pour leur collaboration MM. M. FRANCOIS (I.N.S.E.E), B. PUEL (Ministère Coopération) et B. FERRY (O.R.S.T.O.M.), la Direction du service de l'Hygiène, celle du service de l'État Civil de Libreville, et particulièrement M. DJAMBIE.

Manuscrit reçu au S.C.D. de l'O.R.S.T.O.M. le 31 août 1976.

BIBLIOGRAPHIE

CANTRELLE (P.), LERIDON (H.), 1971. — Breast Feeding, child mortality and fertility in a rural zone of Senegal. Population Studies, n° 3.

CANTRELLE (P.), 1973. — Niveaux et tendance de la mortalité. In Croissance démographique et évolution socio-économique en Afrique de l'Ouest. Population Council.

CLAIRIN (R.), 1973. — Source et Analyse des données démographiques. Ajustement des données imparfaites. I.N.E.D., I.N.S.E.E., O.R.S.T.O.M., S.E.A.E.

FRANCOIS (M.), 1969. — Libreville. Son expansion démogra-

phique. 19 p. *multigr.* Direction Nationale Statistiques et des études économiques. République gabonaise.

FRANCOIS (M.), 1973. — Gabon, in Croissance démographique et évolution socio-économique en Afrique de l'Ouest. Population Council.

OCAM, 1975. — Secrétariat Général. Situation de l'état civil dans les pays de l'OCAM. Tome I.

PUEL (B.), 1973. — Note sur l'état civil, 14 p. *multigr.* Direction des Statistiques. Libreville.

SERVICE NATIONAL DE LA STATISTIQUE. — Recensement Libreville 1969. République gabonaise.

ANNEXE I

CALCUL DES LOGITS — TABLE DE RÉFÉRENCE DE BRASS ET TABLE DE MORTALITÉ (SEXE MASCULIN), LIBREVILLE

Age	Survivants pour 10.000 naissances (Brass)	Logits	Survivants pour naissances Libreville*	Logits
0...	10.000	— x	10.000	— x
1...	8.802	— 0,9972	9.081	— 1,1453
5...	7.863	— 0,6514	8.221	— 0,7653
10...	7.502	— 0,5498	7.941	— 0,6749
15...	7.362	— 0,5132	7.792	— 0,6302
20...	7.130	— 0,4550	7.638	— 0,5852
25...	6.826	— 0,3829	7.464	— 0,5395
30...	6.525	— 0,3150	7.291	— 0,4950
35...	6.223	— 0,2497	7.047	— 0,4348
40...	5.898	— 0,1816	6.644	— 0,3410
45...	5.535	— 0,1074	6.190	— 0,2427
50...	5.106	— 0,0212	5.534	— 0,1072
55...	4.585	+ 0,0832	4.711	+ 0,0579
60...	3.965	+ 0,2100	3.680	+ 0,2704
65...	3.210	+ 0,3746	2.602	+ 0,5225
70...	2.380	+ 0,5818	1.585	+ 0,8331

* Passage des taux de mortalité aux quotients à partir de la table de Reed et Merell, sauf pour les 1 an (voir IV.1.a).

ANNEXE II

CAUSES DE DÉCÈS SELON LE LIEU DE DÉCÈS

Causes	Hygiène seul	Hôpital seul	Hygiène + Hôpital	Total
Typhoïde.....	1	41	6	48
Entérites.....	136	125	21	282
Tuberculose.....	17	10	1	28
Tétanos.....	4	37	1	42
Rougeole.....	31	45	7	83
Tumeurs malignes...	17	50	2	69
Paludisme.....	12	18	4	34
Malnutrition. Cachexie. Toxicose.....	10	49	5	64
Anémies.....	23	35	9	67
Troubles mentaux				
Méningites.....	9	64	3	76
Maladies appareil circulatoire.....	36	175	9	220
Grippe.....	52		1	53
Maladies appareil respiratoire.....	109	84	9	202
Maladies appareil digestif.....	39	62	6	107
Convulsions. Épilepsie.....	8	37	4	49
Vieillesse.....	109	3	1	113
Accidents.....	52	8	36*	96
Autres.....	183	238	27	448
Indéterminée.....	467	76	3	546
Absence de diagnostic.....			1536	1536
Ensemble.....	1315	1157	1691	4163

* dont 30 décès sur la voie publique.