

F. BOTROS

Causes de mortalité des enfants de 0 à 1 an ; leur évolution par sexe en France de 1950 à 1969

Les cahiers de l'analyse des données, tome 8, n° 2 (1983), p. 233-236

http://www.numdam.org/item?id=CAD_1983__8_2_233_0

© Les cahiers de l'analyse des données, Dunod, 1983, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Les cahiers de l'analyse des données » implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques
<http://www.numdam.org/>

CAUSES DE MORTALITÉ DES ENFANTS DE 0 A 1 AN ; LEUR ÉVOLUTION PAR SEXE EN FRANCE DE 1950 A 1969

[MORT. ENF.]

par F. Botros (1)

D'une étude générale de l'évolution des causes de mortalité par tranches d'âge et sexe, (cf. [EVOL. CAUS. MORT.]....) nous séparons la présente étude qui, se rapportant aux nouveau-nés, est fondée sur une nomenclature particulière.

1 Le tableau analysé : Les données de base (publiées par l'INSEE) constituent un tableau ternaire $S \times T \times I$:

S = ensemble des deux sexes M et F .

$T = \{A, B, C, D\}$ = ensemble de quatre périodes consécutives de 5 ans chacune :

$A = 1950-54$; $B = 1955-59$; $C = 1960-64$; $D = 1965-69$.

I = Ensemble de 13 causes, (dont le libellé apparaît sur les graphiques), distinguées suivant la Classification Internationale des Maladies (C.I.M.) de l'Organisation Mondiale de la Santé (O.M.S.).

$k(s, t, i)$ = pour 1.000.000 d'enfants du sexe s dont la naissance a été déclarée en France dans la période t , le nombre de décès rapportés à la cause i . Il importe de noter que la présente statistique ne comporte pas les "faux" morts-nés ; c'est-à-dire les enfants nés vivants mais décédés avant d'être déclarés à l'Etat Civil.

Ce tableau ternaire est ici présenté et analysé comme un tableau binaire $(S \times T) \times I$. A chaque ligne st on a donné un sigle à trois caractères tel que OFB pour les filles de la période 1955-59 : le chiffre initial O rappelant qu'il s'agit de mortalité néonatale ; (à la différence de l'étude [EVOL. CAUS. MORT.] où l'on considère des tranches d'âges successives numérotées de 1 à 18.

2 Examen du tableau et résultats d'analyse : Nous ne répéterons pas dans le cours du texte les commentaires qu'on a placés comme une légende détaillée au tableau et aux graphiques ; mais nous ferons quelques réflexions sur les différences entre les deux sexes.

Il est *a priori* surprenant que pour des nouveau-nés dont la physiologie paraît totalement indépendante du sexe, on observe une nette surmortalité masculine. Peut-être celle-ci n'est-elle pas indépendante du taux de natalité, légèrement supérieur pour les garçons :

(1) *Etudiante en thèse de 3° cycle, laboratoire de statistique.*

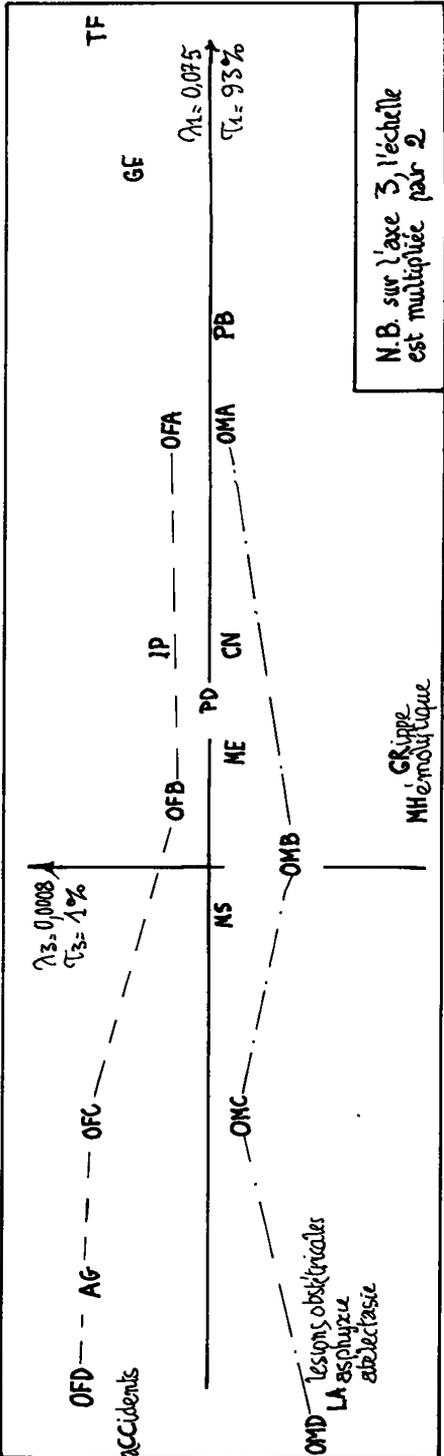
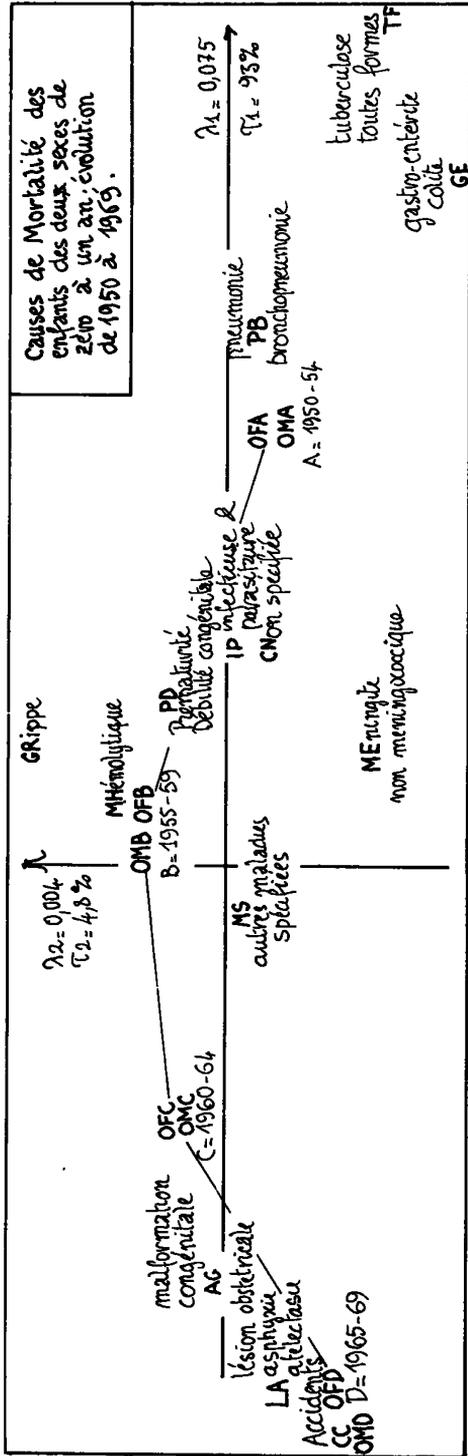
	TF	IP	ME	PB	GR	AG	LA	PD	MS	CN	CC	GE	MH	Total
	tuberculose, m. infect.	maladies infectieuses et parasitaires	maladies infectieuses et parasitaires	pneumonie	grippe	complications	asphyxie	spontaneés	causés	non-spéc.	accidents	maladies	hémolytiques	
OMA 1950-54	492	1557	1143	6049	628	3608	3065	17090	4741	4894	570	2117	697	45954
OFA	427	1347	837	4832	530	2905	2021	13150	3529	3700	435	1553	443	35264
OMB 1955-59	150	1015	581	2915	699	4041	3667	11720	3568	2893	706	592	592	32547
OFB	159	850	430	2396	445	3293	2507	9174	2865	2241	486	481	328	25317
OMC 1960-64	50	547	428	1584	333	4076	3926	7406	2561	1800	662	310	371	23983
OFC	49	484	318	1088	253	3212	2616	6252	1939	1363	649	249	268	18470
OMD 1965-69	21	477	437	678	204	8661	4185	4750	2446	1372	895	218	227	19341
OFD	13	400	310	543	144	3098	2733	3189	1891	1066	649	206	157	14847

Examen du tableau et résultats d'analyse : Commençons par la colonne total : on lit à l'extrémité de la ligne OMA que la mortalité néonatale des garçons, était, au cours de la période A(1950-54) de 45.954 pour un million soit environ 46/1000. De la période A à la période D, la mortalité diminue de plus de 50% ; elle est constamment nettement plus forte pour les garçons que pour les filles.

Dans le détail de chaque colonne on retrouve cette même décroissance temporelle, avec la même inégalité entre les sexes. Le seul cas où F dépasse M est dans la colonne TF (tuberculose, toutes formes), où on lit pour la période B, un taux masculin de 150.10^{-6} avec un taux féminin de 159.10^{-6} . Deux causes AG (malformation congénitale) et LA (lésion obstétricale ; asphyxie atélectasie) ne régressent pas de 1950 à 1960 ; seule CC (accidents) connaît une croissance certaine.

Sur le plan 1x2 issu de l'analyse factorielle, les points afférents aux deux sexes sont presque deux à deux confondus ; OFA avec OMA ; OFB avec OMB etc. ; ce qui atteste une similitude de profil entre les deux sexes, en dépit d'une nette différence des taux. Les périodes A, B, C, D se suivent dans leur ordre naturel, suggérant une courbe en arc très allongée suivant l'axe I ($r_1 = 93\%$). Quant aux maladies ou autres causes on trouve associées à A, et d'autant plus écartées sur l'axe I positif, celles contre lesquelles les progrès de l'hygiène et de la thérapeutique ont été particulièrement efficaces : notamment TF (tuberculose) ; GE (gastro-entérite et colite) ; PB (pneumonie et broncho-pneumonie) ; IP (maladies infectieuses et parasitaires). Associées à D (1965-69) on a les trois causes CC, LA, AG dont la croissance (ou la permanence) nous est apparue au simple examen du tableau des données.

Sur l'axe 3, (qui ne rend compte que de 1% de l'inertie totale) une distinction constante apparaît entre les deux sexes ; le profil de mortalité des garçons étant, notamment, plus chargé en GR (grippe) et MH (maladie hémolytique) ; (toutefois, ici, MH est un élément supplémentaire : cf. texte du § 2).



N.B. sur l'axe 3, l'échelle est multipliée par 2

de façon précise on a au cours de la période étudiée, 1.050.000 naissances de garçons pour 1.000.000 de naissances de filles. Pour la génétique, on conçoit une inégale fragilité des sexes *intra utero* ou immédiatement après la naissance, indépendamment d'une activité physiologique proprement liée au sexe. La présence chez la mâle d'un chromosome impair Y associé à un chromosome X, (tandis que la femelle a deux X) est cause que le patrimoine génétique des deux sexes n'a pas la même structure : la femelle peut porter sur X un caractère récessif sans en souffrir si elle est hétérozygote. On sait notamment que les anomalies de la vision des couleurs affectent beaucoup plus rarement les femmes que les hommes ; il y a des maladies liées au sexe.

Cependant l'analyse factorielle signale sur l'axe 3 comme première différence entre les profils de mortalité des deux sexes (indépendamment du taux global, explicable par une fragilité générale...) la maladie hémolytique MH : or celle-ci n'est pas génétiquement liée au sexe. Toutefois L. Degos nous a signalé que certaines anémies hémolytiques pouvaient être dues à un déficit en G6PD (enzyme : glucose - 6 - phosphate - déshydrogénase) ; déficit transmis par un gène lié au sexe (lequel s'exprime intégralement chez le mâle ; tandis que les femmes offrent une mosaïque de cellules normales et de cellules mutantes). On a donc refait l'analyse en mettant en supplémentaire la colonne MH (qui contribuait pour près de moitié à l'axe 3). Les résultats (qui sont ceux du graphique publié) n'en montrent pas moins sur l'axe 3 une nette séparation des sexes, fondée sur l'ensemble des autres causes.

REFERENCE

Données numériques sur la mortalité et sur ses causes : aspect rétrospectif et international - M. Aubenque, L. Deruffe, J.P. Muller (Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques - I.N.S.E.E.) 1974.