ÉLÉMENTS POUR UNE ANALYSE DES FACTEURS DE LA MORTALITÉ INFANTO-JUVÉNILE

Michel GARENNE et Pierre CANTRELLE

Résumé

L'article constitue un essai de développement de modèles explicatifs de la structure par âge de la mortalité. L'auteur passe en revue les facteurs de la mortalité des enfants, en opposant les facteurs d'exposition au risque aux facteurs de résistance de l'hôte; s'y ajoutent les connaissances en thérapeutique. Puis, il cherche un indicateur de la structure de la mortalité des enfants qui soit calculable à partir de tables de mortalité existantes : $RCIM = (4+e_5 - e_1) / (1+e_1 - e_0)$. Cet indicateur sert de variable dépendante dans un modèle de régression linéaire où entrent comme variables explicatives le niveau de mortalité, le sexe, le climat, le temps et le revenu. Les résultats indiquent que le facteur principal de la structure par âge de la mortalité des enfants est le niveau de mortalité; la mortalité des deux sexes apparaît comme identique entre 1 et 5 ans, toutes choses étant égales par ailleurs; le modèle met en évidence un important effet de climat sur RCIM, les deux autres variables ont un effet faible ou négligeable.

Mots-Clés : Mortalité des enfants — Structure par âge de la mortalité — Tables types — Climat — Différences selon le sexe.

Abstract

About an analysis of the determinants of the infant and child mortalities

The paper tries to develop explanatory models of the age pattern of mortality. The authors survey the determinants of child mortality by setting the factors of risk exposure against the factors of host resistance; in addition to them, there is the knowledge of therapeutics. Then, it tries to find an indicator for the pattern of childhood mortality that can be calculated from the existing life tables: $RCIM = (4+e_5 - e_1) / (1+e_1 - e_0)$. This indicator is used as a dependent variable in a model of linear regression which includes mortality level, sex, climate, time and income as explanatory variables. The results show that the main factor of the age pattern of childhood mortality is the mortality level; the mortality of both sexes seems to be identical between one and five years, all things being equal. The model emphasizes that the climate has a significant effect on RCIM, while the other two variables have a low or insignificant effect.

Key words : Childhood mortality — Age pattern of mortality — Model life tables — Climate — Sex differences.

Resumen

A propósito de un análisis de los determinantes de la mortalidad infantil y juvenil

El artículo trata de poner a punto los modelos explicativos de la distribución por edad de la mortalidad. El autor examina los determinantes de la mortalidad infantil enfrentando los determinantes de la exposición al riesgo con los determinantes de la resistencia del huésped; a ello se agregan los conocimientos de terapéutica. Luego, busca un indicador de la distribución de la mortalidad infantil que pueda calcularse a partir de las tablas de mortalidad existentes: $RCIM = (4+e_5 - e_1) / (1+e_1 - e_0)$. Ese indicador se utiliza como una variable dependiente en un

Cah. O.R.S.T.O.M., sér. Sci. Hum., vol. XX, n° 2, 1984: 311-320.

modelo de regresión lineal donde se hallan la tasa de mortalidad, el sexo, el clima, el tiempo y el ingreso como las variables explicativas. Los resultados muestran que el determinante principal de la distribución por edad de la mortalidad infantil es la tasa de mortalidad; la mortalidad de ambos sexos parece ser idéntica entre uno y cinco años de edad; y el modelo muestra que el clima tiene un efecto importante sobre RCIM, mientras que las otras dos variables tienen un efecto reducido o insignificante.

PALABRAS CLAVES : Mortalidad infantil — Distribución por edad de la mortalidad — Tablas modelos — Clima — Diferencias según el sexo.

Introduction

Les déterminants directs de la mortalité des enfants sont encore mal connus. Certes un certain nombre de mécanismes ont été mis en évidence : influence du poids de naissance, de l'allaitement maternel, de l'hygiène et de l'environnement, des soins et des progrès de la médecine. Mais lorsqu'on veut répondre à une question comme celle-ci : Pourquoi les enfants des pays méditerranéens meurent-ils plus en proportion entre 1 et 5 ans que ceux des pays du Nord, on est bien embarrassé. On invoque la différence des causes de décès : plus de diarrhées dans le Sud et plus de maladies respiratoires dans le Nord, mais cela veut-il dire que l'organisme combat mieux les diarrhées très jeune et un peu moins bien après, alors que ce serait l'inverse pour les maladies respiratoires ou bien que l'âge auquel on est exposé à ces maladies varie? Aucun argument ne vient supporter une hypothèse plutôt que l'autre.

Lorsque COALE et DEMENY (1966) ont fait leur étude sur la structure par âge de la mortalité ils ont fait une typologie de ces structures, puis on a essayé d'interpréter cette typologie en terme de cause de décès (par exemple PRESTON, 1976). Mais ne peut-on pas aller plus loin : essayer de chercher des facteurs ayant un effet significatif au niveau statistique sur la structure par âge de la mortalité.

Dans un premier temps on se bornera à faire un bilan des principaux facteurs possibles, en en montrant leur complexité ; dans un second temps on définira un indice de la structure de la mortalité infanto-juvénile et on en analysera statistiquement les variations sur un nombre important de tables de mortalité.

1. Les facteurs de la mortalité des enfants

Le décès d'un enfant, lorsqu'il n'est pas provoqué par un accident, est le résultat d'un processus complexe causé soit par une invasion d'agents pathogènes soit par la dégradation d'un organe vital. Au cours des cent dernières années les probabilités de décès ont considérablement diminué, tout particulièrement chez les enfants ; ceci invite à s'interroger sur les facteurs de cette mortalité. On peut approcher le problème en distinguant les facteurs agissant sur l'exposition au risque et ceux qui ont un effet sur la résistance de l'hôte.

1.1. L'EXPOSITION AU RISQUE

Chez les enfants, le premier facteur d'exposition au risque est la présence d'agents pathogènes pouvant causer le décès. Certains agents sont virtuellement omniprésents tels les pneumocoques ; d'autres sont présents plus ou moins régulièrement (maladies saisonnières ou épidémiques) ; d'autres enfin sont localisés dans certaines régions : c'est par exemple le cas du paludisme. Ces phénomènes épidémiologiques sont particulièrement complexes, mais une variable simple à introduire semble être un facteur important de l'environnement épidémiologique, c'est le climat. Par exemple DAMON (1975) trouve que les régions des Andes à haute altitude prédisposent aux maladies respiratoires (pneumonie, tuberculose, grippe). En milieu tropical l'effet du paludisme sur la mortalité semble différent dans les zones soudano-sahéliennes à alternance de saison sèche et de saison des pluies et dans les zones de forêts équatoriales où les pluies sont continues tout au long de l'année (CARNEVALE ; MOUCHET, 1979).

Un second facteur important de l'exposition au risque est le niveau d'hygiène et d'assainissement. Certes, l'hygiène et l'assainissement ne suppriment pas ni même ne diminuent l'incidence des maladies virales telles que la rougeole ou la grippe, mais ils affectent très probablement l'incidence de maladies fréquentes telles que les maladies diarrhéiques. Une autre maladie importante, le paludisme a été éradiquée en Europe uniquement par des mesures d'assainissement : drainage des marais refuges d'anophèles et décimation des populations anophéliennes par pulvérisation de DDT.

Un troisième facteur important de l'exposition au risque est le style de vie de la population. Là encore le climat peut jouer un rôle : vie plutôt à l'extérieur avec peut-être plus de contact avec les maladies véhiculées par le vent ou transmises par les déchets organiques d'hommes ou d'animaux ou vie plutôt à l'intérieur de la maison. Le nombre de personnes vivant à l'intérieur de la maison peut aussi être un facteur de mortalité (AABY *et al.*, 1983). Enfin les diverses pratiques quotidiennes, les

soins donnés aux enfants, par exemple leur surveillance, peuvent aussi jouer un rôle, ne serait-ce que sur les décès par accident.

1.2. Résistance de l'hôte : immunité et nutrition

Le poids et l'âge semblent jouer un rôle déterminant pour la résistance de l'enfant contre les infections. En dehors de la période néonatale où les bébés de poids élevé (supérieur à 4 kg) semblent être désavantagés (Briend, 1983) les enfants les plus gros résistent généralement le mieux à l'infection. Par ailleurs Mc Gregor (1976) remarque que petit à petit l'enfant « apprend » à localiser et à combattre les infections et ainsi l'âge peut jouer directement un rôle sur la résistance, indépendamment du poids.

Le sexe semble aussi jouer un rôle, les petites filles ayant un avantage potentiel du fait qu'elles portent une paire de chromosomes X, chromosomes porteurs de gènes produisant les anti-corps IgM, alors que les garçons ne portent qu'un chromosome associé à un chromosome Y. Le fait que les filles aient une réponse immunitaire supérieure aux garçons n'est clairement démontré qu'entre 5 et 65 ans (Waldron, 1982).

La protection immunitaire de l'enfant est un élément prépondérant, fortement relié à l'âge : jusqu'à environ 6 mois l'enfant est en partie protégé par les anticorps maternels. Puis il subit une période de plus grande exposition et s'autovaccine contre les agents avec lesquels il entre en contact, devenant ainsi protégé contre les maladies de l'enfance (rougeole, coqueluche, etc.). Le niveau de développement intervient de manière importante par le biais des vaccinations. Dans les sociétés les plus avancées en matière de santé publique l'enfant n'est pratiquement plus soumis au risque des maladies telles que le tétanos, la diphtérie, la rougeole, la coqueluche, maladies très meurtrières dans un contexte de société traditionnelle. A cela il faut ajouter l'allaitement maternel qui peut aussi avoir un impact significatif : le lait maternel contient en effet un nombre important d'anticorps qui peuvent être directement utilisés par l'enfant (Chandra, 1978).

Certains facteurs génétiques peuvent aussi influencer la résistance de l'hôte : c'est le cas, par exemple, de la drépanocytose et du paludisme (Livingstone, 1958). Le climat peut aussi intervenir directement comme l'illustre le cas du stress climatique décrit par Roberts (1973).

Enfin l'état nutritionnel apparaît comme un déterminant important : Scrimshaw, Taylor et Gordon (1968) font une revue des mécanismes entrant en action, qui peuvent être soit antagonistes (ce qui est rare), soit synergiques (cas le plus fréquent). Les enfants qui ont un état nutritionnel défaillant ont une mortalité plus forte que les autres (Chen *et al.*, 1980). La nutrition, à son tour peut être considérée comme fonction du niveau de développement.

A la résistance personnelle de l'hôte il faut ajouter l'aide externe fournie par les traitements médicaux qui peuvent réduire indépendamment la mortalité. Au cours des cent dernières années, la médecine moderne a fait des progrès considérables, en particulier en thérapeutique, qui ont eu un effet important sur la mortalité. Ces progrès ont accompagné le développement économique, mais se sont produits par à-coups plutôt que régulièrement, si bien qu'on ne peut pas les considérer comme simplement fonction du développement, mais plutôt des périodes aux cours desquelles la science médicale a le plus avancé.

En résumé, les facteurs susceptibles d'influencer la mortalité des enfants sont extrêmement complexes et imbriqués les uns dans les autres. Le démographe se trouve démuni pour analyser les facteurs de la mortalité des enfants, car plusieurs des variables énumérées plus haut sont rarement disponibles. Cependant certaines peuvent être utilisées et donner une première ébauche d'analyse : l'âge, le sexe, le climat, le niveau de développement, le temps. Ce sont ces variables qui ont été retenues pour le modèle d'analyse ci-dessous.

2. La mesure de la structure de la mortalité infanto-juvénile

On entend en général par mortalité infanto-juvénile la mortalité entre 0 et 5 ans ; c'est la définition retenue dans l'encyclopédie de la démographie (Mc Namara, *Encyclopedia of Population*, 1982). Certains auteurs préconisent cependant d'utiliser ce terme pour désigner la mortalité entre 0 et 10 ans, voire entre 0 et 15 ans (Nations Unies, 1958 ; Shyock et Siegel, 1975 ; Pressat, 1981). C'est la première définition qui est retenue pour cette étude.

On distingue couramment deux groupes d'âge pour décrire la mortalité infanto-juvénile : la mortalité infantile (de 0 à 1 an) et la mortalité juvénile (de 1 à 5 ans). Cette mortalité peut être mesurée par l'une des fonctions de la table de mortalité : taux, quotient, survivants, décès ou espérance de vie.

La mortalité varie considérablement selon l'âge : le taux instantané est le plus fort à la naissance et diminue en général très rapidement jusqu'à l'âge de 12 ans, avec parfois des plateaux locaux ou même de remontées locales. Lorsque la mortalité diminue la baisse se fait irrégulièrement selon l'âge : en général la baisse est la plus forte en valeur absolue aux âges où la mortalité est la plus forte, c'est-à-dire vers la naissance, et plus forte en valeur relative aux âges où la mortalité est la plus faible, c'est-à-dire

vers 12 ans. Ce qu'on pourrait appeler structure par âge de la mortalité ce serait, d'un point de vue théorique, la fonction $x \rightarrow m(x)$ où $m(x)$ est le taux instantané de mortalité à l'âge x (force de mortalité). D'un point de vue pratique on est réduit à utiliser des fonctions de la mortalité infantile et de la mortalité juvénile, faute d'avoir des données plus précises, pour caractériser cette structure. Si la baisse de la mortalité se faisait proportionnellement de l amême manière à tous les âges le rapport de la mortalité entre 1 et 5 ans à la mortalité entre 0 et 1 an serait constant. On peut donc utiliser un tel rapport pour caractériser la structure de la mortalité infanto-juvénile.

L'étude de cette structure de la mortalité infanto-juvénile est un objet en soi, indépendamment du niveau de la mortalité, car elle peut aider à mettre en évidence des facteurs de mortalité, en isolant des âges à haut risque. Dans ce sens son étude est en quelque sorte plus révélatrice de ces facteurs que la simple étude du niveau de mortalité. Certes, comme il apparaît clairement ci-dessous, cette structure par âge de la mortalité infanto-juvénile est aussi une fonction du niveau de mortalité, mais les différences qui ressortent permettent de mettre en évidence des facteurs déterminants qui passeraient inaperçus dans une simple analyse du niveau de mortalité.

3. Le choix d'un indice de la structure par âge de la mortalité infanto-juvénile

L'étude des tables type de mortalité telles que celles de Coale et Demeny (1966), de Ledermann (1969), de l'OCDE (1981) et de l'ONU (1982) montre que les probabilités de décès entre 0 et 1 ans et entre 1 et 5 ans varient considérablement et en valeur et en proportion l'une par rapport à l'autre. Il s'agit ici de choisir la fonction qui sera le mieux à même de rendre compte de cette structure par âge de la mortalité en dessous de 5 ans.

Cette recherche est limitée par la disponibilité des données : on est réduit à utiliser les grands groupes d'âge 0-1 et 1-5 ans alors qu'il serait bien plus précis d'utiliser des groupes d'âge de 3 mois, voire de 1 mois et les traiter par analyse en composantes principales comme on le fait pour l'ensemble de la table de mortalité. L'indice recherché doit donc être simple, calculable à partir des tables existantes, avoir une forte variance et que cette variance représente au mieux celle des structures par âge sous-jacentes.

Ces critères permettent de présélectionner les indices suivants :

INDICE 1 = ${}_4q_1/{}_1q_0$, le rapport des quotients.

INDICE 2 = $(4+e_5 - e_1) / (1+e_1 - e_0)$, le rapport des personne-années vécues perdues du fait de la mortalité.

INDICE 3 = ${}_4d_1/{}_1d_0$, le rapport des décès de la table.

INDICE 4 = ${}_4m_1/{}_1m_0$, le rapport des taux.

INDICE 5 = ${}_4q_1/{}_5q_0$ semblable à l'indice 1, mais rapport des groupes d'âge 1-5/0-5.

INDICE 6 = $(4+e_5 - e_1) / (5+e_5 - e_0)$ semblable à l'indice 2, mais rapport des groupes d'âge 1-5/0-5.

INDICE 7 = ${}_4d_1/{}_5d_0$ semblable à l'indice 3, mais rapport des groupes d'âge 1-5/0-5.

INDICE 8 = ${}_4m_1/{}_5m_0$ semblable à l'indice 4, mais rapport des groupes d'âge 1-5/0-5.

où ${}_nq_x$ est le quotient entre x et x+n, e_x l'espérence de vie à l'âge x, ${}_nd_x$ les décès de la table entre x et x+n, ${}_nm_x$ le taux de mortalité entre x et x+n.

Les quatre premiers indices peuvent varier de 0 à l'infini ; les quatre derniers entre 0 et 1 seulement. Tous ces indices sont fortement corrélés entre eux, et il s'agit de trouver celui qui semble le plus pertinent.

Les tables type de Coale et Demeny sont données avec les probabilités, année par année, de 0 à 5 ans : ces probabilités sont déjà une meilleure approximation de la structure par âge. On a retenu le critère suivant : le premier facteur canonique de ces 5 probabilités est celui qui par définition explique la plus grande part de leur variance. On retiendra donc celui des indices qui aura la plus forte corrélation avec le premier facteur canonique. Ce critère s'avère judicieux car l'indice 2 qui est ainsi sélectionné possède plusieurs propriétés intéressantes : il a la plus forte variance parmi les huit retenus, le plus fort coefficient de variation, la plus forte corrélation avec la première composante principale, et la plus forte corrélation avec chacun des quotients ${}_1q_x$, sauf ${}_1q_0$ (tabl. 1 et fig. 1).

L'indice de la structure par âge de la mortalité qui est retenu est donc le rapport de la mortalité juvénile à la mortalité infantile défini par :

$$\text{RCIM} = (4+e_5 - e_1) / (1+e_1 - e_0)$$

le rapport des personnes-années vécues perdues du fait de la mortalité dans les groupes d'âges 1-5 ans et 0-1 an (e_0, e_1, e_5 sont les espérances de vie à l'âge 0, 1, 5 ans).

Ce rapport est plus fin que les autres car il tient compte de l'âge moyen au décès dans les deux groupes d'âge. Cet âge moyen au décès est un bon indicateur de la structure par âge. Par exemple, dans un schéma « Sud » du modèle de Coale et Demeny pour la mortalité infantile il est plus élevé que dans un schéma « Est » où les décès de la première année sont fortement concentrés au début de la vie. De plus, un changement de mortalité entre 6 mois et 18 mois sera bien détecté par RCIM, alors qu'il ne l'aurait pas été par un rapport tel que ${}_4q_1 / {}_1q_0$ ($n+e_{x+n} - e_x$ est une fonction décroissante de l'âge moyen au décès entre x et x+n). Ce groupe d'âges 6-18 mois joue d'ailleurs un rôle très important dans les modèle « Sud » ou tropicaux.

TABLEAU 1

Indices de la Structure par âge de la mortalité infanto-juvénile statistiques et corrélations dans les tables de Coale et Demeny

Indice : $_4q_1/_1q_0$	1	2	3	4	5	6	7	8
Moyenne	0.5625	0.6310	0.4554	0.1351	0.3700	0.3603	0.3004	0.3889
Ecart-type	0.2606	0.3452	0.1950	0.0660	0.1337	0.1303	0.0905	0.1273
CV (m/ET)	0.4633	0.5471	0.4282	0.4885	0.3614	0.3616	0.3013	0.3273
Corrélations								
CANVAR1	0.7965	0.8689	0.6032	0.7642	0.8414	0.8373	0.5977	0.6580
PRINCOMP1	0.7672	0.8368	0.5665	0.7271	0.8237	0.9196	0.5681	0.6282
$_1q_0$	0.5609	0.6184	0.3383	0.4944	0.6668	0.6603	0.3693	0.4276
$_1q_1$	0.7836	0.8573	0.5119	0.7542	0.8276	0.8243	0.5848	0.6451
$_1q_2$	0.8222	0.8969	0.6399	0.7982	0.8531	0.8494	0.6264	0.6855
$_1q_3$	0.7913	0.8599	0.6056	0.7585	0.8324	0.8272	0.6001	0.6576
$_1q_4$	0.7280	0.7883	0.5414	0.6859	0.7822	0.7757	0.5459	0.6006
Niveau	-0.7745	- 0.8075	- 0.5968	- 0.7219	- 0.8513	- 0.8468	- 0.6219	- 0.6713
Région	0.5069	0.4721	0.6002	0.5444	0.4269	0.4285	0.5709	0.5547
Sexe	0.1311	0.1113	0.1778	0.1495	0.0948	0.0952	0.1597	0.1515

CANVAR 1 : 1° variable canonique calculée sur les $_1q_x$.
PRINCOMP 1 : 1° composante principale calculée sur les $_1q_x$.
$_1q_x$: probabilité de décès entre x et x+1.

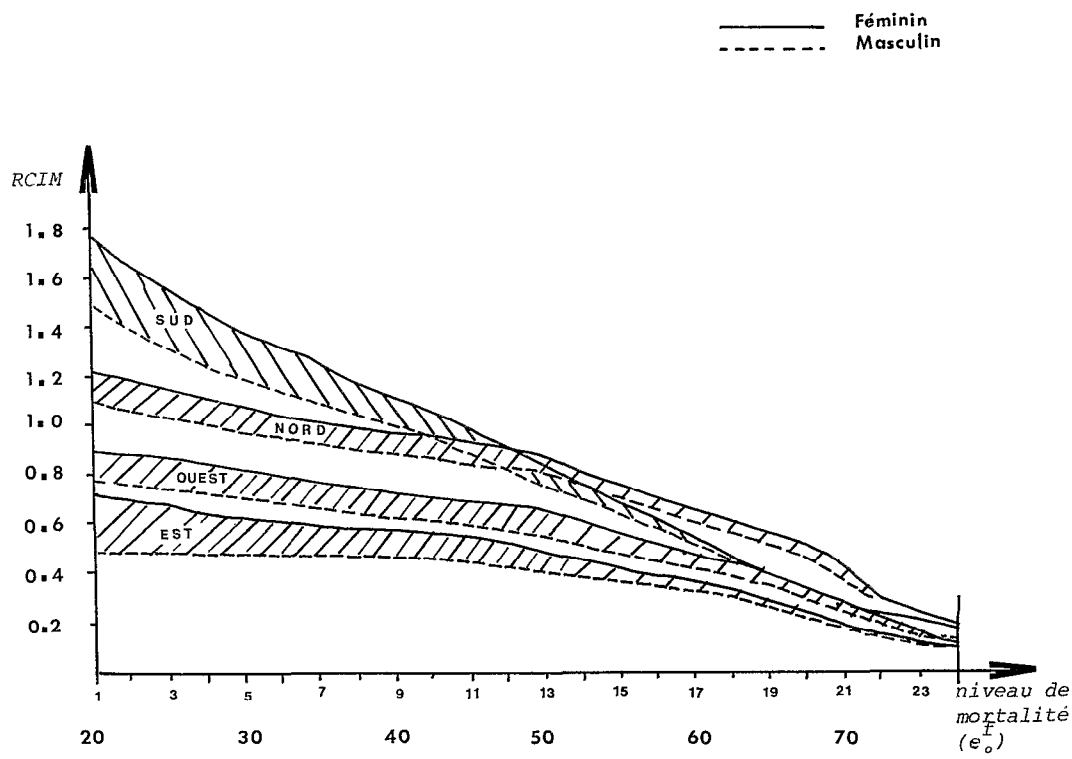

Fig. 1. — Rapport de la mortalité juvénile à la mortalité infantile selon le niveau de mortalité et le sexe dans les tables type de Coale et Demeny.

RCIM, pour l'ensemble des tables de mortalité analysées ci-dessous, varie de 0,100 (Écosse, 1948, sexe féminin) à 1,310 (Espagne, 1900, sexe féminin). Mais de plus fortes valeurs ont été observées, le record étant celui d'une structure tropicale extrême : 2,446 à Ngayokhème, en milieu rural sénégalais sur la période 1963-72 (GARENNE, 1982).

4. Analyse de la variance de RCIM

Le rapport RCIM peut être étudié à partir de tables observées. C'est l'ensemble des tables originales utilisées par Coale et Demeny et les Nations Unies qui ont servi de base à cette étude, soit 456 tables (228 de chaque sexe). Ces tables ont l'avantage d'avoir toutes été soigneusement vérifiées et peuvent être considérées comme très fiables.

Les 5 variables qui ont été retenues pour l'analyse sont :

— *le niveau de mortalité* : mesuré par l'espérance de vie à la naissance (e_0) ;

— *le sexe* ;

— *le type de climat*, défini entre 13 grandes catégories figurant dans l'Atlas International Rand McNally et dans l'Encyclopedia Brittanica :

1. Équatorial (tropical, humide) : Barbades, Costa Rica, Grenade, Guyane, Jamaïque, Hawaï, Honduras, Martinique et Guadeloupe, Maurice, Philippines, Singapour, Thaïlande, Trinidad et Tobago.
2. Tropical (Tropical, sec et humide) : Bangladesh (Matlab), El Salvador, Guatemala, Inde, Mexique, Sri Lanka.
4. Désertique (chaud, aride) : Koweit.
5. Humide (subtropical humide) : Australie, Hong-Kong, Japon, Corée, Formose, Afrique du Sud.
6. Méditerranéen (Subtropical sec) : Chypre, Grèce, Israël, Italie, Malte, Portugal, Espagne, Yougoslavie.
7. Continental (humide, latitude moyenne) : Bulgarie, Canada, Tchécoslovaquie, Estonie, Lituanie, Hongrie, Pologne, États-Unis.
8. Océanique (tempéré, océanique) : Autriche, Belgique, Iles Britanniques, Chili, Suède, Danemark, France, Allemagne, Island, Luxembourg, Pays-Bas, Nouvelle-Zélande, Norvège.
9. Aride (semi-aride, latitude moyenne) : Iran.
11. Subarctique : Finlande.
13. Montagne (hautes altitudes) : Colombie, Pérou.

Chaque pays pour lequel existait une table de mortalité dans l'échantillon a en fait été classé en une seule catégorie : celle du type de climat où résidait la majeure partie de sa population. Il aurait été plus précis de considérer la proportion de la population résidant dans chaque type de climat et d'avoir des tables de mortalité par région climatique. Mais les données manquent pour faire cette étude. Trois catégories de climat ne figurent pas dans l'échantillon de tables de mortalité disponibles : n° 3 : semi-aride, tropical ; n° 10 : aride, latitudes moyennes ; n° 12 = confins arctiques. De plus, plusieurs types de climat sont mal représentés (n° 4 : désertique ; n° 9 : aride ; n° 11 : sub-arctique ; n° 13 : montagne). Parmi les 13 catégories seules 6 peuvent être considérées comme bien représentées ;

— *la date de référence* : à chaque table de mortalité on a associé la moyenne des années couvertes par la table. La référence a été l'année 1900, et l'unité l'année ;

— *produit national brut per capita* : on a essayé d'estimer le PNB per capita en dollars 1979 constants pour chaque pays. L'annuaire de la Banque Mondiale (World Bank, 1981) fournit les données pour l'ensemble des pays pour 1979 avec un taux de croissance en dollars constants pour la période 1960-1979. Pour les périodes antérieures on a calculé à partir de MITCHELL (1975) des taux de croissance du PNB, d'inflation et de croissance démographique entre 1850 et 1960, pour la plupart des pays occidentaux. Pour les pays non cités par MITCHELL (Japon, Australie, Amérique du Sud, Afrique du Sud) on a supposé un taux arbitraire de 2 % rétrospectivement à partir de 1960. Ceci constitue certainement une mesure assez grossière du niveau de développement, mais, a l'avantage de bien refléter le classement des pays dans le processus de développement.

La couverture des tables de mortalité selon le niveau de mortalité, le climat, le revenu et le temps est loin d'être satisfaisante (tabl. 2, 3, 4). Cependant elle peut être considérée comme suffisante pour une analyse par régression linéaire, car il n'est pas nécessaire que toutes les cellules soient remplies pour ce type d'analyse. Il faut noter qu'il n'y a aucune table d'Afrique Tropicale dans cet échantillon.

TABLEAU 2

Couverture des tables de mortalité selon le niveau et le climat

	e_0					
	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	TOTAL
Climat Equatorial	2	2	6	12	0	22
Tropical	0	6	6	6	0	18
Désertique	0	0	0	2	0	2
Humide	2	6	10	26	4	48
Méditerranéen	8	14	18	26	6	72
Continental	0	10	18	22	6	56
Océanique	10	48	60	74	32	224
Aride	0	0	2	0	0	2
Subarctique	0	2	0	6	0	8
Montagne	0	0	4	0	0	4
TOTAL	22	88	124	174	48	456

TABLEAU 3

Couverture des tables de mortalité selon le niveau et la date

	e_0					
	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	TOTAL
Date < 1879	6	14	2	0	0	22
1880-1899	6	32	12	0	0	50
1900-1919	4	22	24	4	0	54
1920-1939	6	12	46	36	0	100
1940-1959	0	2	22	106	40	170
1960-1979	0	6	18	28	8	60

TABLEAU 4

Couverture des tables de mortalité selon le niveau et le revenu (PNB per capita en $ 1979)

	e_0					
	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	TOTAL
Revenu < 249	2	6	4	4	0	16
250-499	2	6	2	4	0	14
500-999	10	18	28	10	0	66
1000-1999	6	38	42	40	2	128
2000-2999	2	20	24	34	4	84
3000-3999	0	0	24	32	8	64
4000-4999	0	0	0	36	22	58
5000 +	0	0	0	14	12	48
TOTAL	22	88	124	174	48	456

4.1. LE MODÈLE D'ANALYSE

La relation de RCIM au niveau de mortalité et au temps est proche d'une relation linéaire. Par contre la relation avec le niveau de revenu est plus proche d'une exponentielle. Les variables sexe et climat sont des variables qualitatives, donc représentées par des variables indicatrices. Le modèle retenu est donc le suivant :

$$\text{RCIM} = \text{A}+\text{B. (Niveau)}+\text{climat}+\text{sexe}+\text{C. (temps)}+\text{D. (revenu)}$$

où RCIM est le rapport de la mortalité juvénile à la mortalité infantile défini plus haut ; Niveau est l'espérance de vie à la naissance ; climat est une variable catégorielle, le O étant retenu pour le type « océanique » ; sexe est aussi une variable catégorielle, O étant retenu pour le sexe féminin ; temps est la date de référence de la table de mortalité (moyenne de la période couverte — 1900) ; revenu est le logarithme népérien de PNB per capita exprimé en dollar constant, 1979.

4.2. RÉSULTATS

Pour aider à l'interprétation des résultats on a utilisé des régressions analogues en prenant pour variable dépendante ${}_1q_0$ et ${}_4q_1$. Les résultats figurent dans les tableaux 5 et 6. Le niveau de mortalité et le climat expliquent une part importante de la variance des trois variables dépendantes (RCIM, ${}_1q_0$ et ${}_4q_1$). Le sexe et le temps ont aussi un impact sur RCIM, mais pas le revenu. Le sexe a un effet sur la mortalité entre 0 et 1 an mais pas sur la mortalité juvénile ; il en est de même du temps ; par contre le revenu semble avoir un effet sur la mortalité juvénile.

4.3. INTERPRÉTATION

Le but de cette analyse est de mettre en évidence des facteurs de la mortalité infanto-juvénile en montrant ceux qui ont un impact sur la structure par âge de cette mortalité. Le niveau de la mortalité apparaît comme le princial déterminant (62,3 % de la variance). Ceci suggère que c'est le niveau général de santé qui est le principal déterminant de la structure par âge : plus le niveau de mortalité d'une société est faible plus la résistance d'un enfant nouveau-né serait élevé; mais ceci indique surtout que l'on ne peut pas comparer deux structures par âge de la mortalité sans tenir compte du niveau de mortalité.

L'effet du niveau de la mortalité sur RCIM varie sensiblement en fonction du climat et du sexe (tabl. 6) : il est plus fort dans les climats continentaux, marins et équatoriaux et plus faible dans les climats tropicaux et méditerranéens, ce qui montre le rôle que peut jouer le climat tant sur l'exposition au risque que sur la résistance de l'hôte. Le fait que l'effet du niveau soit toujours plus fort pour les garçons que pour les filles conduit à penser qu'il s'agit de différences biologiques, indépendantes des autres facteurs. Cependant une analyse de la mortalité juvénile utilisant le même modèle montre que celle des filles diminue à la même vitesse que celle des garçons, sauf dans les climats tropicaux, aride et montagneux où elle diminue plus lentement. Ceci indique des corrélations avec le sexe qui pourraient être dues aux différences de mode de vie dans certains climats.

L'importance du climat par rapport aux autres facteurs peut paraître surprenante. Il a été noté plus haut que le climat pouvait jouer plusieurs rôles : sur l'environnement pathogène, sur le style de vie et peut-être sur la résistance de l'hôte. En dehors des types de climat qui sont sous-représentés, se détachent quatre types de climat, ayant une mortalité infantile plus faible et une mortalité juvénile plus forte que les climats océaniques et continentaux et donc un plus fort rapport RCIM : ce sont dans l'ordre, le climat équatorial, le climat humide, le climat méditerranéen et enfin le climat tropical, ce dernier se détachant très nettement des autres (cette analyse

TABLEAU 5

Résultats de l'analyse de la covariance de RCIM, $_1q_0$, $_4q_1$, selon le niveau de mortalité, le climat, le sexe, la date et le revenu

Modèle : Y = A+B. Niveau+Climat+Sexe+C. (Date — 1900)+D. Ln (PNB/CAP).
Analyse de variance (% de variance expliqué).

	RCIM	$_1q_0$	$_1q_1$
Niveau	62.317	89.045	86.954
Climat	11.831	1.152	3.640
Sexe	1.503	1.826	0.010 (NS)
Date	0.864	0.003	0.000 (NS)
Revenu	0.092 (NS)	0.000 (NS)	0.090
TOTAL	76.608	92.331	90.695

Valeur des paramètres (référence : climat océanique ; sexe féminin).

	RCIM	$_1q_0$	$_4q_0$
A	1.45196	0.41270	0.25625
B (Niveau)	- 0.01417	- 0.00586	- 0.00409
C (Date)	- 0.00174	0.00024	- 0.00001 (NS)
D (Ln (PNB/CAP))	- 0.02195 (NS)	0.00068 (NS)	0.00280
Masculin	- 0.06117	0.01555	0.00087 (NS)
Equatorial	0.09943	- 0.01877	0.00156 (NS)
Tropical	0.35740	- 0.02247	0.02478
Désertique	0.12662 (NS)	- 0.00120 (NS)	0.00537 (NS)
Humide	0.11474	- 0.01575	0.00592
Méditerranéen	0.16873	0.00072 (NS)	- 0.02266
Continental	- 0.03430 (NS)	0.00094 (NS)	- 0.00299 (NS)
Aride	0.22048	0.01484 (NS)	0.02191
Subarctique	0.05468 (NS)	- 0.01907	0.00411 (NS)
Montagne	0.26290	0.00052 (NS)	0.02242

TABLEAU 6

Résultats de l'analyse de covariance de RCIM avec les effets conjoints du niveau de mortalité, le climat et le sexe

Modèle RCIM = A+B. Niveau (Climat, Sexe).
Valeur du paramètre B dans chaque cas :

Climat	Sexe masculin	Sexe féminin
1. Equatorial	- 0.01914	- 0.01803
2. Tropical	- 0.01564	- 0.01235
4. Désertique	- 0.01930	- 0.01860
5. Humide	- 0.01830	- 0.01722
6. Méditerranéen	- 0.01794	- 0.01703
7. Continental	- 0.02050	- 0.01994
8. Océanique	- 0.01991	- 0.01913
9. Aride	- 0.01792	- 0.01652
11. Subarctique	- 0.01943	- 0.01899
13. Montagne	- 0.01729	- 0.01459

A = 1.52738.
R^2 = 0.73722.

tient donc compte des différences selon le niveau et le sexe). Le climat tropical est représenté par des pays de subcontinent indien (Inde, Sri Lanka, Bengladesh) et de l'Amérique centrale (Mexico, El Salvador et Guatemala). Cependant lorsqu'on représente sur un diagramme RCIM pour chacune des 18 tables tropicales en fonction du niveau il n'y a pas de schéma qui apparaisse clairement, ce qui suggère soit des différences entre pays, soit des imprécisions dans les données. Mais en tout état de cause, le cas de ces pays apparaît comme très nettement distinct des autres ce qui montre l'effet du climat sur le risque de décès de l'enfant. Ce climat tropical (chaud, alternance de saisons sèches et pluvieusese s'apparente au climat méditerranéen (température plus modérée, mais aussi alternance de saisons sèche et pluvieuse). Il est impossible de se prononcer sur la cause réelle de cet effet mais il est possible que le stress climatique et le style de vie jouent un rôle en soi.

L'effet du sexe était lui aussi attendu ; cependant l'analyse de ${}_4q_1$ montre, qu'à niveau de mortalité égal et compte tenu de l'effet du climat, filles et garçons ont la même mortalité juvénile, toutes choses étant égales par ailleurs. Ce résultat est bien entendu un résultat moyen, car il est clair que les filles ont une mortalité plus faible lorsque l'espérance de vie est élevée. Mais le résultat montre que les différences doivent alors être faibles et largement compensées par les cas où la mortalité des filles est supérieure. Comme on l'a vu plus haut ces cas ne sont pas indépendants du climat.

L'effet du temps apparaît comme très faible et délicat à interpréter, car ayant un impact positif sur la mortalité infantile. Ceci suggère que les progrès de la médecine ont eu plutôt plus d'impact sur la mortalité juvénile, peut-être par l'intermédiaire des campagnes de vaccination.

5. Discussion et conclusion

Cette analyse des facteurs de la mortalité infanto-juvénile reste très partielle et incomplète. Partielle, par le petit nombre de facteurs qui ont été utilisés et du fait de l'imprécision sur le type de climat et le revenu. Incomplète, par le manque de paramètres importants comme la nutrition, en particulier le mode d'allaitement des nourrissons et par les défauts de couverture de l'ensemble des tables disponibles.

Elle permet cependant de tirer quelques conclusions :

— *le niveau de mortalité*, qui mesure l'état de santé de la population, a un impact majeur sur la structure par âge de la mortalité ;

— *le type de climat* apparaît aussi comme un facteur important de la mortalité infanto-juvénile ; le climat a un effet direct sur l'environnement épidémiologique mais il est possible qu'il ait aussi un effet sur la résistance de l'hôte. C'est le climat « tropical » qui apparaît comme le cas extrême de forte mortalité juvénile, suivi par le climat méditerranéen. En cela il se distingue très nettement du climat « équatorial » ;

— *garçons et filles* ont différentes structures par âge de mortalité, mais c'est essentiellement entre 0 et 1 an que les filles ont un avantage ; ces différences ne sont pas indépendantes du niveau de mortalité et du climat. Les cas de plus forte mortalité féminine entre 1 et 5 ans sont concentrés dans les forts niveaux de mortalité et dans les climats de type « Sud », mais on en trouve à pratiquement tous les niveaux de mortalité et dans la plupart des types de climat.

Le problème qui a été abordé ici est éminemment complexe. Il est possible que les deux catégories utilisées pour aider à l'interprétation, résistance de l'hôte et amélioration de l'environnement, soient étroitement imbriquées, en particulier que l'amélioration de l'environnement entraîne celle de la résistance de l'hôte. Ceci limite la portée des conclusions ci-dessus. Le rôle du climat comme facteur de risque indépendamment de l'effet du niveau de mortalité, du revenu et du temps soulève un problème intéressant et qui mérite des analyses approfondies.

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

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

AABY (P.), BUKH (J.), LISSE (I. A.), SMITS (A. J.), 1983. — Measles mortality, state of nutrition and family structure : a community study from Guinea-Bissau. — *Journal of Infectious Diseases*, 147 (4) : 693-701.

BRIEND (A.), 1983. — Normal fetal growth regulation-nutrional aspects. Présenté à la Conférence Nestlé, Rome, juin 1983.

CARNEVALE (P.), MOUCHET (J.), 1979. — Le paludisme en zone de transmission continue en région Afro-Tropicale. O.R.S.T.O.M., Paris, *multigr.*

CANTRELLE (P.), 1974. — Is there a standard pattern of tropical mortality ? *In:* Cantrelle P. Ed. *Population in African Development.* Ordina 1974.

CHANDRA (R. K.), 1978. — Immunological aspects of human milk. *Nutrition Reviews*, 36 (9) : 265-272.

CHEN (L. S.), CHOWDHURY (A. K. M. A.), HUFFMAN (S. L.), 1980. — Anthropometric assessment of energy-protein malnutrition and subsequent risk of mortality among preschool aged children. *American Journal of Clinical Nutrition*, 33 : 1836-1845.

COALE (A. J.), DEMENY (P.), 1966. — *Regional Model Life Table and Stable Populations.* Princeton.

DAMON (A.), 1975. — *Physiological Anthropology.* New York. Oxford.

GARENNE (M.), 1982. — Variations in the age pattern of infant and child mortality. — Thèse de PhD. Philadelphie, Université de Pennsylvanie.

LEDERMAN (S.), 1969. — Nouvelles tables-types de mortalité. *Travaux et Documents de l'INED, Cahier n° 53*, PUF, Paris.

LIVINGSTONE (F. B.), 1958. — Anthropological implications of sickle cell gene distribution in West Africa. *American Anthropologist* 60 : 533-562.

MITTCHELL (B. R.), 1975. — European Historical Statistics : 1750-1970. London, Mac Millan.

MCGREGOR, 1976. — Health and communicable disease in a rural African Environment. *OIKOS*, 27 (2) : 180-182.

MCNAMARA (R.), 1982. — Infant and Child Mortality. *In: International Encyclopedia of Population.* New York. The Free Press : 339-442.

NATIONS UNIES, 1955. — Age and see Patterns of Mortality. *UN Population Studies*, n° 25.

NATIONS UNIES, 1982. — Model life Table for Developing Countries. — *Population Studies*, n° 77.

OCDE, 1980. — Nouvelles Tables Type de Mortalité à usage dans les Pays en Développement. Paris, OCDE.

PRESTON (S. M.), 1976. — *Mortality Patterns in National Populations.* New York. Academic Press.

PRESSAT (R.), 1981 — *Dictionnaire de démographie.* PUF, Paris.

ROBERTS (D. F.), 1973. — *Climate and Human Variability.* — New York : Addison Wesley, Module in Anthropology, n° 34.

SCRIMSHAW (N. S.), TAYLOR (G. E.), GORDON (J. E.), 1968. — *Interactions of Nutrition and Infection.* OMS. Monographie, n° 57.

SHRYOCK (M.), SIGEL (J.), 1975. — *The Methods and Materials of Demography.* New York, Academic Press.

WALDRON (I.), 1982. — The Role of Genetic and Biological Factors in Sex Differences in Mortality. Draft (revised). Université de Pennsylvanie.

WORLD BANK, 1981. — World Development Report. Washington. DC.