

La mesure de la mortalité infantile. I. Principes et méthodes

Author(s): Jean Bourgeois-Pichat

Source: *Population (French Edition)*, 6e Année, No. 2 (Apr. - Jun., 1951), pp. 233-248

Published by: Institut National d'Études Démographiques

Stable URL: <http://www.jstor.org/stable/1524151>

Accessed: 16/04/2009 22:01

Your use of the JSTOR archive indicates your acceptance of JSTOR's Terms and Conditions of Use, available at <http://www.jstor.org/page/info/about/policies/terms.jsp>. JSTOR's Terms and Conditions of Use provides, in part, that unless you have obtained prior permission, you may not download an entire issue of a journal or multiple copies of articles, and you may use content in the JSTOR archive only for your personal, non-commercial use.

Please contact the publisher regarding any further use of this work. Publisher contact information may be obtained at <http://www.jstor.org/action/showPublisher?publisherCode=ined>.

Each copy of any part of a JSTOR transmission must contain the same copyright notice that appears on the screen or printed page of such transmission.

JSTOR is a not-for-profit organization founded in 1995 to build trusted digital archives for scholarship. We work with the scholarly community to preserve their work and the materials they rely upon, and to build a common research platform that promotes the discovery and use of these resources. For more information about JSTOR, please contact support@jstor.org.



Institut National d'Études Démographiques is collaborating with JSTOR to digitize, preserve and extend access to *Population (French Edition)*.

LA MESURE DE LA MORTALITÉ INFANTILE

I. PRINCIPES ET MÉTHODES

Les indices classiques de mesure de la mortalité infantile sont de plus en plus imparfaits à mesure que l'état sanitaire des populations s'améliore et il est devenu indispensable de perfectionner les outils de recherche. Cette revue a exposé en 1946 (1) les principes d'une nouvelle méthode de mesure, à laquelle la revue de l'Institut international de statistique vient de consacrer une importante étude (2).

Cette méthode s'est enrichie depuis cette date d'éléments nouveaux et une mise au point était indispensable. Un premier article — celui qui est publié aujourd'hui — discutera des principes de base. Un second article présentera quelques applications.

LE *New-York Times* indiquait récemment qu'il mourait aux Etats-Unis « un enfant de moins d'un an toutes les cinq minutes ». Ces chiffres, sans signification mais évocateurs, correspondent à un des meilleurs états sanitaires du monde. Leur présentation souligne le caractère de la mortalité infantile dans les sociétés modernes. Un renseignement analogue pour la population adulte n'aurait pas eu le même effet. On sent bien que le rédacteur de l'article et le lecteur du journal considéraient la population américaine toute entière engagée dans l'affaire. Le décès d'un jeune enfant est un phénomène ressenti collectivement, dont la société se tient responsable.

Il n'en a pas toujours été ainsi. Pour de nombreuses religions, les premiers nés appartenaient aux dieux et étaient immolés en leur honneur. Le christianisme, prolongeant en cela la tradition juive, modifia progressivement les esprits et, de nos jours, des considérations démographiques ont renforcé cette attitude de respect pour l'homme. Une faible fécondité donne à chaque enfant

(1) Jean BOURGEOIS. De la mesure de la mortalité infantile. *Population* n° 1, janvier-mars 1946, pp. 53 et suivantes.

(2) Jean BOURGEOIS-PICHAT. Analyse de la mortalité infantile. *Revue de l'Institut international de statistique*, 1950, 1/2.

un prix qu'il ne pouvait avoir quand la natalité était élevée. La lutte contre la mortalité infantile est devenue une affaire de gouvernement et le résultat fournit même un des meilleurs indices de l'état sanitaire d'un pays et de son niveau social.

La définition classique de la mortalité infantile. Pour des conditions sanitaires données, le taux de mortalité infantile est égal à la proportion des enfants nés vivants qui meurent avant d'atteindre leur premier anniversaire, en étant soumis pendant la première année de leur vie aux conditions sanitaires considérées (1). Malgré le conventionnel et l'arbitraire de ces limites, cette définition a été pendant longtemps suffisante. Pour tout phénomène variant fortement, des instruments de mesure perfectionnés ne sont pas nécessaires. Quand nous dirons que le taux de mortalité infantile est passé de 25 % en 1750 à 4 % en 1950 dans de nombreux pays européens, nous aurons une première idée du phénomène étudié. Mais à mesure que les variations deviennent moins grandes, une vue plus fine des choses est indispensable. Il y a deux siècles, tout étant à faire, des mesures grossières d'ordre général suffirent pour diminuer la mortalité. C'est encore le cas de nombreux pays; mais pour d'autres, les efforts doivent être maintenant dirigés et les outils de mesure perfectionnés en conséquence.

Les deux composantes de la mortalité infantile. Examinons les deux bornes choisies pour la définition du taux de mortalité infantile : la naissance et la fin de la première année. La naissance n'est pas un commencement. C'est un événement dans une suite qui a débuté neuf mois plus tôt. Au cours de ces neuf mois, de nombreux accidents peuvent interrompre la vie de l'enfant et cette mortalité prénatale tient à des facteurs biologiques, encore imparfaitement connus, mais qui, de plus en plus, apparaissent liés à la structure même de l'embryon ou à celle de l'organisme maternel (2).

L'enfant n'étant pas, par sa naissance, soustrait complètement à l'influence de ces facteurs, il doit y avoir une période pendant laquelle des enfants nés vivants meurent pour les mêmes raisons que les mort-nés. Il n'y a certainement pas de grande différence biologique entre l'enfant qui meurt dans le sein de sa mère la veille du jour où il aurait dû naître et celui qui meurt le premier jour de son existence. Ces décès, qui sont dus à des causes anté-

(1) Un calcul simple montre que le chiffre donné par le *New-York Times* correspond à un taux de 30 décès de moins d'un an pour 1.000 nés vivants. Quelques pays seulement ont des taux inférieurs (Nouvelle-Zélande, Pays-Bas, Australie).

(2) Jean SUTTER et Léon TABAH. Le problème de la mortalité génétique périnatale, *Population* n° 2, avril-juin 1950, pp. 311 et suivantes.

rieures à la naissance ou résultant de la naissance elle-même — constitution de l'embryon, hygiène et santé de la mère pendant la grossesse, difficultés de l'accouchement, etc. — constituent *la mortalité infantile endogène*. On doit évidemment les distinguer des décès dépendant du milieu où vit l'enfant, qui constituent *la mortalité exogène*. Tant que la mortalité infantile était forte, la mortalité endogène ne représentait guère qu'une petite fraction de l'ensemble. Le taux classique donnait donc une bonne mesure de la mortalité exogène et il importait peu de compter avec elle la mortalité endogène. Mais aujourd'hui les décès du premier jour représentent 20 % des décès de moins d'un an en Angleterre et 27 % en Nouvelle-Zélande. Avec ces proportions, il devient indispensable de séparer les deux composantes qui se dissimulent sous l'apparente simplicité du taux classique.

Les différences de législation entre les pays apportent une complication supplémentaire. Très souvent, les enfants nés vivants, mais morts avant que leur naissance ne soit déclarée, sont classés parmi les mort-nés. On atténue ainsi l'erreur qui consiste à mélanger les décès endogènes et exogènes. Mais la législation variant d'un pays à l'autre et pouvant être appliquée avec une certaine latitude, la correction n'est jamais la même et ne peut être appréciée.

La limite supérieure d'un an, bien que tout aussi arbitraire, a des conséquences moins importantes. Cet âge ne marque pas, comme la naissance, une discontinuité et l'on passe insensiblement de la mortalité du douzième mois à celle du treizième mois. Ce sont des commodités d'ordre statistique qui l'ont fait adopter à peu près universellement.

La mortalité exogène. Les décès exogènes se produisent tout au long de la première année. Comme ils résultent d'une cause extérieure, ils pourraient être tous supprimés, si toutes les précautions nécessaires étaient prises. L'enfant meurt parce que la mort lui a été apportée du dehors, soit par des microbes, soit par refroidissement, soit par une alimentation mal adaptée. Ainsi tout décès exogène a, en quelque sorte, un caractère accidentel. Sans doute pourrait-on classer séparément les accidents proprement dits ou accidents violents (traumatisme, brûlure, etc.) mais dans les populations de faible mortalité, cette distinction apparaît de plus en plus illusoire. Y a-t-il une grande différence entre un décès par brûlure à la suite d'un bain trop chaud et celui qui résulte d'une pneumonie provoquée par un mauvais chauffage ?

En somme, on conçoit que la mortalité exogène pourrait être totalement supprimée sans intervention médicale *directe*, simplement parce que toutes les précautions auraient été prises pour préserver l'enfant.

La mortalité endogène. Les décès endogènes se produisent surtout au début de la vie. L'enfant porte en lui un facteur de létalité, d'origine génétique ou non, auquel il succombe si une action positive n'est pas entreprise pour combattre ce facteur. Il ne suffit donc pas ici de soins extérieurs propres à préserver l'enfant. La lutte contre cette forme de mortalité comporte :

- une action préventive sur la mère avant ou pendant la naissance.
- une action curative sur l'enfant après la naissance (transfusion, réanimation, intervention chirurgicale, etc.).

Il est utile de distinguer les décès dus à des causes antérieures à la naissance, et ceux qui résultent d'un accident d'accouchement. Mais le caractère accidentel n'est pas ici le même que pour les décès exogènes. Une comparaison aidera à voir la différence. Il y a deux façons de diminuer les risques individuels d'accident de chemins de fer : perfectionner la technique ou éviter de prendre le train. Pour empêcher un décès endogène accidentel, on ne peut utiliser que le premier moyen alors que pour un décès exogène, c'est la seconde manière qu'on choisira.

Les statistiques de causes de décès. Le diagnostic de la cause de décès doit en principe permettre la séparation des deux mortalités. Malheureusement, l'élaboration de bonnes statistiques de causes de décès n'a pu être encore réalisée. Rappelons brièvement les difficultés rencontrées.

Au départ, une nomenclature précise des maladies était indispensable. La question paraît simple aujourd'hui, mais le diagnostic a été longtemps imprécis. On englobait jadis par exemple sous le terme de peste des maladies très diverses. Il a fallu ensuite dresser une classification statistique groupant dans un petit nombre de rubriques les diverses maladies de la nomenclature. Les progrès de la médecine et plus particulièrement de la nosologie ont souvent fait varier cette classification.

Parallèlement, il convenait d'organiser la déclaration même des causes de décès et le rassemblement des bulletins correspondants, ce qui posait de multiples problèmes juridiques et statistiques. On peut dire maintenant que les instruments sont à pied d'œuvre. On dispose aujourd'hui d'une bonne nomenclature et d'une classification statistique adoptée par la plupart des pays. Presque tous ont également organisé, chacun dans le cadre de leurs institutions, la déclaration des causes de décès et la collecte des bulletins.

Mais il reste une difficulté majeure : un décès est très souvent l'aboutissement de plusieurs faits pathologiques dont l'un provoque la mort. Si la déclaration ne porte qu'une seule indication, il faut donner aux déclarants des règles très précises pour sélectionner cette cause unique. On conçoit toutes les erreurs que peut entraî-

ner un choix effectué par des milliers de personnes. Aussi préfère-t-on faire déclarer les diverses causes, la sélection s'opérant aux quelques points de rassemblement des renseignements (1). Tous ces problèmes posés par la déclaration des causes multiples de décès et la sélection de la cause principale n'ont été abordés qu'à une date récente et les solutions adoptées sont encore en pleine évolution. Examinons quelle indétermination en résulte sur la séparation des décès endogènes et exogènes.

On dispose d'assez peu de renseignements. Seuls les Pays-Bas et la Tchécoslovaquie publiaient avant guerre des statistiques sur le sujet. Enfin les Etats-Unis ont procédé à une étude de 10.048 certificats de décès constatés par un médecin dans les Etats de New-York et de Maryland en 1947.

Le tableau I résume ces trois statistiques.

TABLEAU I. DÉCLARATION DES CAUSES ENDOGÈNES DE MORTALITÉ INFANTILE

Pays	Répartition de 1.000 certificats de décès mentionnant une cause endogène			Total
	unique	associée à une cause exogène		
		non retenue comme cause principale	retenue comme cause principale	
10.048 certificats de décès observés en 1947 dans les Etats de New-York et de Maryland (règles américaines)	257	288	455	1.000
Mêmes certificats que ci-dessus (règles anglaises)	257	310	433	1.000
Pays-Bas (1938)	899	72	29	1.000
Tchécoslovaquie (1936)	878	15	107	1.000

Les deux premières lignes se rapportent aux mêmes 10.048 certificats de décès des Etats de New-York et de Maryland. Les chiffres de la première ligne ont été obtenus en choisissant la cause principale du décès selon les règles américaines, ceux de la seconde ligne en utilisant les règles anglaises.

La somme des troisième et quatrième colonnes permet d'apprécier dans quelle mesure les pays ont réussi à organiser la déclaration des causes multiples de décès. Les Etats-Unis sont nettement

(1) Les deux systèmes peuvent être combinés, comme par exemple en Angleterre et au Pays de Galles depuis 1938.

en tête avec 743 certificats sur 1.000 indiquant une cause endogène associée à une cause exogène, mais les 10,1 % des Pays-Bas ne constituent pas un échec. En France, à la même époque, il n'y avait que 1 ou 2 % de certificats de décès endogènes mentionnant plusieurs causes et aujourd'hui encore la proportion reste nettement inférieure à 10 %. On ne doit pas non plus considérer les 74,3 % des Etats-Unis comme un maximum. Sur les 25,7 % des certificats restants où ne figure qu'une cause endogène, l'absence d'une cause associée peut ne tenir qu'à la négligence de certains médecins et l'expérience américaine ne donne qu'une limite inférieure de l'indétermination du taux endogène résultant de la déclaration de causes multiples de décès. Dans cette expérience, une cause endogène avait été indiquée 840 fois dont 216 fois comme cause unique. Les naissances correspondantes étant approximativement de 22.000, le taux de mortalité endogène pouvait être compris entre $\frac{216}{22.000}$ et $\frac{840}{22.000}$ soit 9,8 ‰ et 38,2 ‰ selon la façon de choisir la cause principale du décès.

Les règles américaines donnaient un taux de 24,8 ‰, mais d'autres règles auraient donné des résultats différents. Les règles anglaises, pourtant très voisines des règles américaines, donnaient un taux de 25,8 ‰. Or, la comparaison des colonnes trois et quatre du tableau I montre la diversité des règles appliquées. Autrement dit, pour *un même état sanitaire, le taux endogène peut varier beaucoup selon les règles de sélection qu'on adopte*. Dans des pays, comme la France, où la proportion des causes multiples connues est très faible, le choix de la cause de décès est laissé en fait à l'initiative de celui qui fait la déclaration. On peut alors trouver d'une région à l'autre des variations indépendantes de l'état sanitaire.

L'incertitude sur le classement d'un décès doit être particulièrement grande chaque fois que la mortalité exogène est forte. Le moindre défaut de constitution étant alors fatal, on incrimine souvent une cause endogène alors que le milieu est seul responsable. En résumé, pour déterminer convenablement la mortalité endogène avec les statistiques de causes de décès, on doit avoir :

1. Des causes multiples bien déclarées et des règles de sélection de la cause principale de décès précises et bien étudiées.
2. Une mortalité infantile exogène pas trop forte.

Ces deux conditions limitent beaucoup l'emploi des statistiques de causes de décès pour la séparation des deux mortalités infantiles. L'Angleterre et le Pays de Galles, l'Australie, le Canada, le Danemark, les Etats-Unis, la Nouvelle-Zélande et l'Union Sud-Africaine (population blanche) sont les seuls pays où la proportion des certificats indiquant des causes multiples dépasse 50 %. C'est à ces pays que nous nous référerons quand nous parlerons, dans ce qui va suivre, de statistiques de causes de décès bien faites.

Les décès par âge. Les décès endogènes se produisent surtout au début de la vie alors que les décès exogènes se répartissent plus également dans la première année. On a cherché depuis longtemps à utiliser ces différences d'âge au décès pour séparer les deux mortalités et on procède souvent à une répartition grossière en distinguant les décès du premier mois et ceux des onze autres mois de la première année. Le tableau II montre sur un cas concret, celui des Etats-Unis en 1932, le degré de cette approximation.

TABLEAU II. ETATS-UNIS 1932. COMPARAISON ENTRE LES DEUX MÉTHODES CLASSIQUES DE MESURE DES MORTALITÉS INFANTILE ENDOGÈNE ET EXOGENE (*taux pour 1.000 nés vivants*)

	Mortalité endogène	Mortalité exogène
Statistique des causes de décès	29,8	27,7
Taux du premier mois	33,5	
Taux des 11 derniers mois		24,0
Différence %	+ 11,0	— 15,4

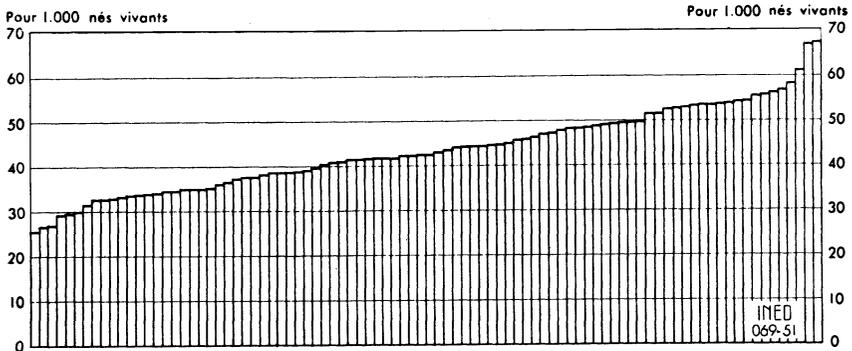
D'une façon générale, plus la mortalité exogène est faible, moins on fait d'erreur sur la mortalité endogène, en la prenant égale au taux du premier mois. Quant à l'erreur sur la mortalité exogène, elle est à peu près indépendante du niveau de cette mortalité et est toujours de l'ordre de 20 % par défaut. Dans les pays possédant de bonnes statistiques de causes de décès, on constate en effet qu'il n'y a presque pas de décès endogènes au delà d'un mois et que la répartition par âge des décès exogènes est à peu près indépendante des conditions sanitaires. Environ 20 % des décès exogènes se produisent toujours dans le premier mois de la vie (1).

La méthode est donc imparfaite, mais on aperçoit immédiatement une façon de la perfectionner. Si cette constance de la proportion des décès exogènes dans le premier mois, constatée sur les statistiques de causes de décès bien faites se révélait être une loi générale, il suffirait de multiplier le taux de un à onze mois par un facteur constant pour obtenir la mortalité exogène et ensuite par différence la mortalité endogène. Nous sommes ainsi conduit

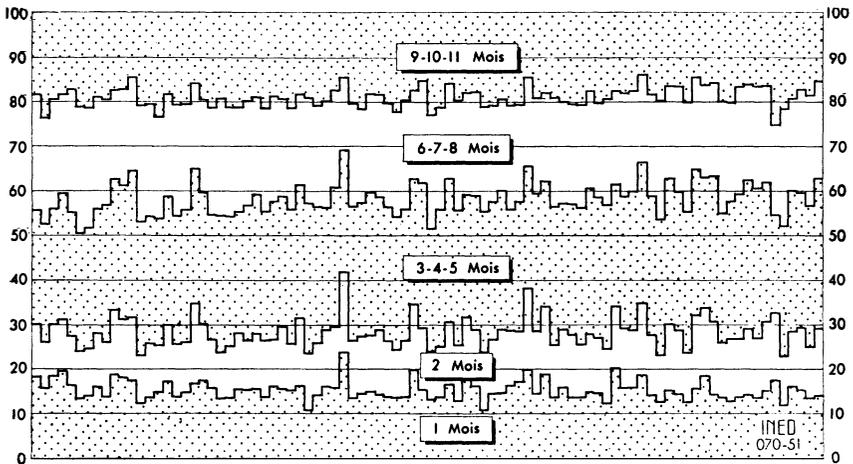
(1) Cette situation n'est plus tout à fait exacte à l'heure actuelle par suite de l'évolution de la médecine. Faisons abstraction de cette situation nouvelle sur laquelle nous reviendrons tout à l'heure. Désignons par a la mortalité endogène, t_r la mortalité exogène, t_o le taux du premier mois, t_1^{11} le taux des onze mois suivants,

on peut écrire : $t_o = a + 0,2 t_r$ et $t_1^{11} = 0,8 t_r$

L'erreur relative sur t_r est donc égale à 20 %. Celle commise sur a est égale à $+0,2 \frac{t_r}{a}$. On voit qu'elle est d'autant plus faible que la mortalité exogène est basse. Avec les taux rencontrés dans la pratique, elle varie de 5 à 30 %.



GRAPHIQUE n° 1. — Taux de mortalité infantile de 1 à 11 mois par département en France (1930-1936).



GRAPHIQUE n° 2. — Répartition par âge de 100 décès de 1 à 11 mois par département en France (1930-1936).

à poursuivre l'étude de la structure par âge de la mortalité exogène. Pour pallier les imperfections des statistiques de causes de décès, nous admettrons qu'en première approximation les décès de un à onze mois sont tous dus à des causes exogènes et nous utiliserons les statistiques d'ensemble de décès par âge.

La structure par âge de la mortalité de 1 à 11 mois.

L'observation montre que la structure par âge de la mortalité de un à onze mois est à peu près indépendante des variations de cette mortalité, qu'il s'agisse de variations dans le temps ou dans l'espace (graphiques n°s 1 à 6). On admettra que

cette stabilité de structure traduit une propriété de la mortalité exogène valable pour la totalité de la première année, y compris le premier mois, ce qui revient à étendre à toutes les populations et toutes les époques, la propriété observée dans les quelques pays possédant de bonnes statistiques de causes de décès. Nous avons alors indiqué que 20 % des décès exogènes se produisaient dans ces pays au cours du premier mois de la vie. *Autrement dit, les décès exogènes du premier mois de la vie représentent 25 % des décès exogènes de un à onze mois, c'est-à-dire pratiquement 25 % de tous les décès de un à onze mois. Ainsi, en première approximation, pour avoir la mortalité exogène, il suffit de majorer de 25 % la mortalité de un à onze mois.*

Ce pourcentage de 25 % n'est toutefois déterminé que dans quelques cas particuliers sur des statistiques de causes de décès considérées comme bien faites, mais qui restent néanmoins, par nature, moins certaines que les statistiques de décès par âge. Il est donc indispensable d'asseoir un peu plus solidement le procédé.

Si la mortalité exogène conserve une structure par âge stable, c'est qu'il existe une fonction $P(n)$ de l'âge n , la même pour tous les pays et toutes les époques et telle que la probabilité de décès d'un nouveau-né entre les âges x et y de la première année de la vie, est proportionnelle à la différence $P(y) - P(x)$. En particulier, $P(n)$ est proportionnelle à la probabilité D'_n de décès exogène d'un nouveau-né avant l'âge n . Si sur un graphique, on porte $P(n)$ en abscisse et D'_n en ordonnée, les points obtenus seront sur la droite d'équation

$$(1) \quad D'_n = b P(n)$$

Elle est marquée Δ' sur le graphique n° 7.

Sur le même graphique, la probabilité D''_n de décès d'un nouveau-né avant l'âge n , sous l'effet d'une cause endogène aura un aspect tout différent (courbe Δ''). Augmentant rapidement dans les premiers jours de la vie, elle atteindra bientôt la limite a , égale à la mortalité endogène totale et restera constante ensuite. Cette limite sera pratiquement atteinte avant un mois.

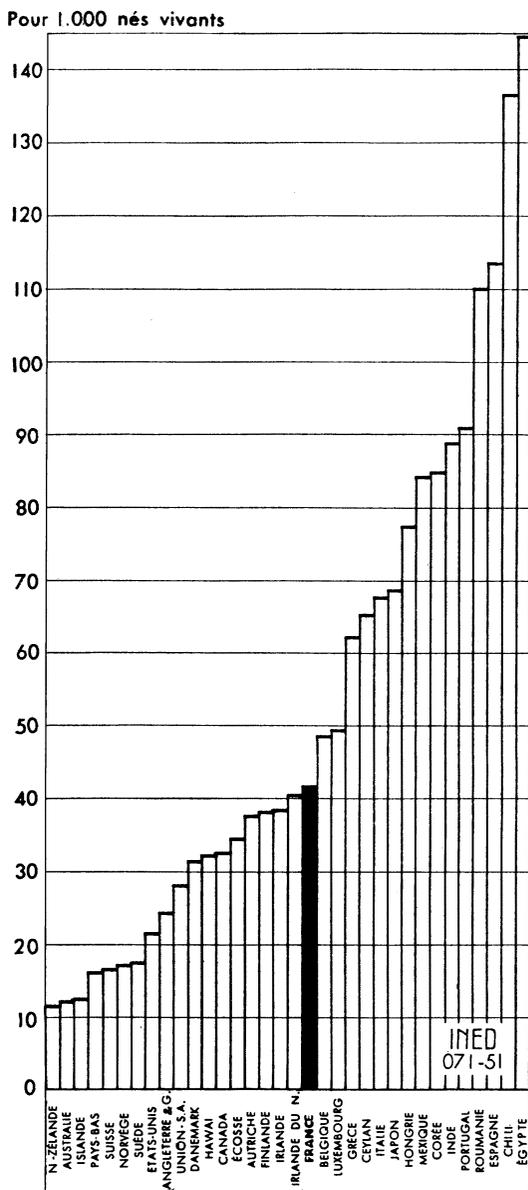
La courbe de variation de la probabilité totale (sous l'effet d'une cause endogène ou exogène) s'obtiendra en faisant la somme des courbes Δ' et Δ'' .

Au delà d'un mois, les points obtenus seront sur la droite Δ d'équation

$$(2) \quad D_n = D'_n + D''_n = a + b P(n)$$

Les statistiques de décès par âge nous donnent les quantités D_n . Si l'on connaît $P(n)$, on peut alors tracer la droite (2) dont l'ordonnée à l'origine sera égale à la mortalité endogène. Il nous faut donc étudier la fonction $P(n)$.

La fonction $P(n)$. Les statistiques de décès par âge nous fournissent, pour tous les pays et toutes les époques, des valeurs empiriques de la fonction $P(n)$ pour n supérieur à un mois. Dans le premier mois de la vie, on ne dispose que de quel-



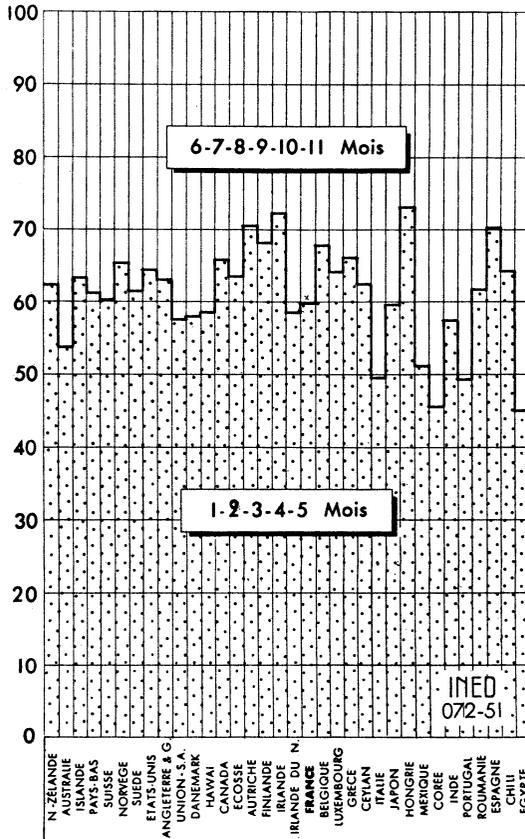
GRAPHIQUE n° 3. — Taux de mortalité infantile de 1 à 11 mois dans divers pays vers 1938.

ques observations pour les pays ayant de bonnes statistiques de causes de décès et nous avons indiqué pourquoi on ne pouvait se contenter d'une table des valeurs numériques de $P(n)$ déterminées sur quelques cas particuliers. Mais on peut chercher un ajustement analytique rendant convenablement compte de toutes les observa-

tions. De très nombreux essais nous ont montré qu'on obtenait de très bons résultats en prenant :

$$P(n) = \text{Log}^3(n+1)$$

où n est l'âge exprimé en jours et Log . le symbole des logarithmes vulgaires. Au delà d'un mois, l'ajustement peut être vérifié pour tous les pays et toutes les époques et pour quelques pays seulement dans le premier mois de la vie (graphique n° 8). Il se rattache au développement pondéral des êtres humains. L'accroissement, depuis

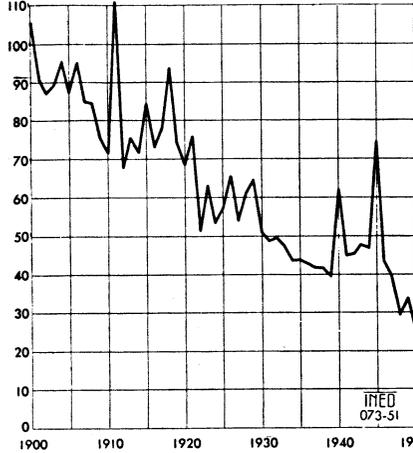


GRAPHIQUE n° 4. — Répartition par âge de 100 décès de 1 à 11 mois pour divers pays vers 1938.

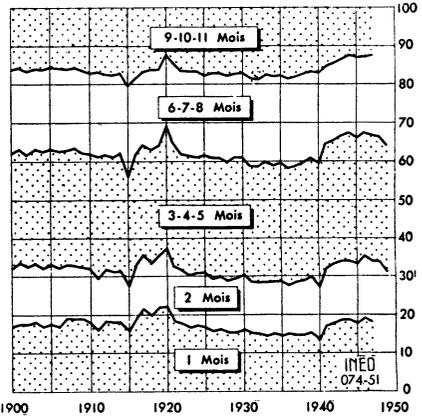
la naissance du logarithme du poids d'un enfant est en effet proportionnel à $\text{Log}^3(n+1)$.

On trouvera dans le tableau III les valeurs de $\text{Log}^3(n+1)$ pour diverses valeurs de n . On remarquera que la valeur correspondant à un mois est égal à 19,9 % de la valeur correspondant à un an. On retrouve la proportion de 20 % de l'ensemble des décès exo-

Pour 1.000 nés vivants



GRAPHIQUE n° 5. — Evolution du taux de mortalité infantile de 1 à 11 mois en France.



GRAPHIQUE n° 6. — Evolution de la répartition par âge de 100 décès de 1 à 11 mois en France.

gènes dans le premier mois. *En définitive*, si les hypothèses à la base de notre analyse sont exactes, on obtient la mortalité exogène en majorant de 25 % la mortalité de un à onze mois.

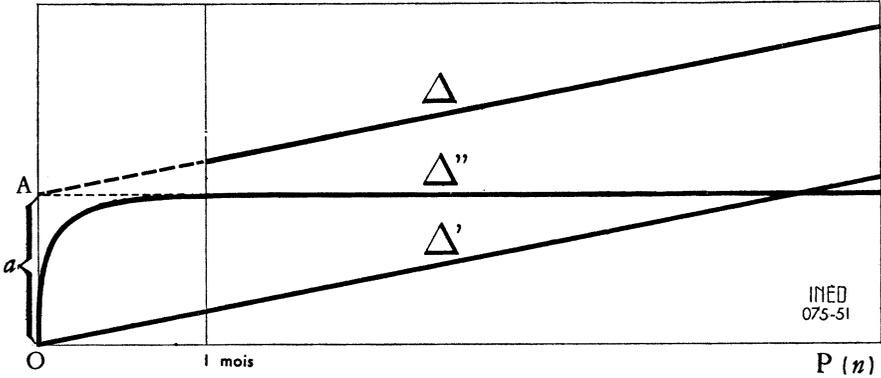
TABLEAU III

Age	Valeur de $\text{Log}^2 (n + 1)$ (ou n est l'âge exprimé en jours)	Age	Valeur de $\text{Log}^2 (n + 1)$ (ou n est l'âge exprimé en jours)
1 mois	3.3532	7 mois	12.6495
2 mois	5.7449	8 mois	13.6134
3 mois	7.5842	9 mois	14.5036
4 mois	9.1096	10 mois	15.3325
5 mois	10.4272	11 mois	16.1092
6 mois	11.5954	12 mois	16.8317

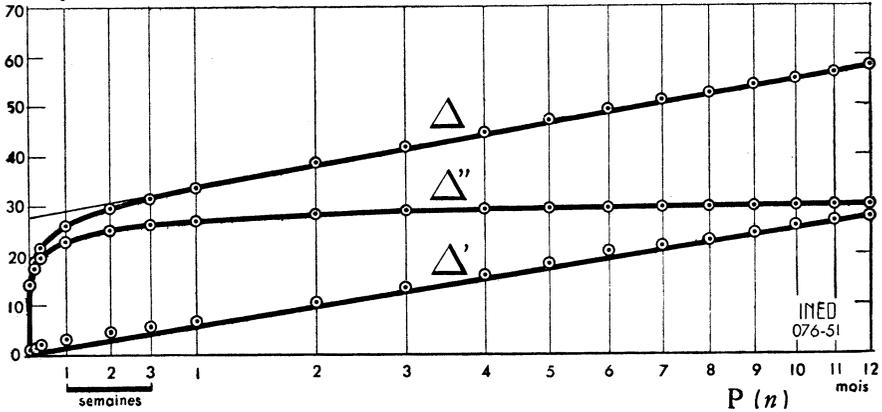
Retour sur les hypothèses de base. Rappelons ces hypothèses :

1. Au delà d'un mois, il n'y a presque plus de décès endogène. Il en résulte que la stabilité de structure par âge des décès de un à onze mois traduit une propriété de la mortalité exogène de un à onze mois. Cette stabilité est un argument en faveur de la première proposition.

Probabilité de décès
avant l'âge n



GRAPHIQUE n° 7. — Séparation des mortalités infantiles endogène et exogène (schéma théorique).
Probabilité de décès ‰ avant l'âge n



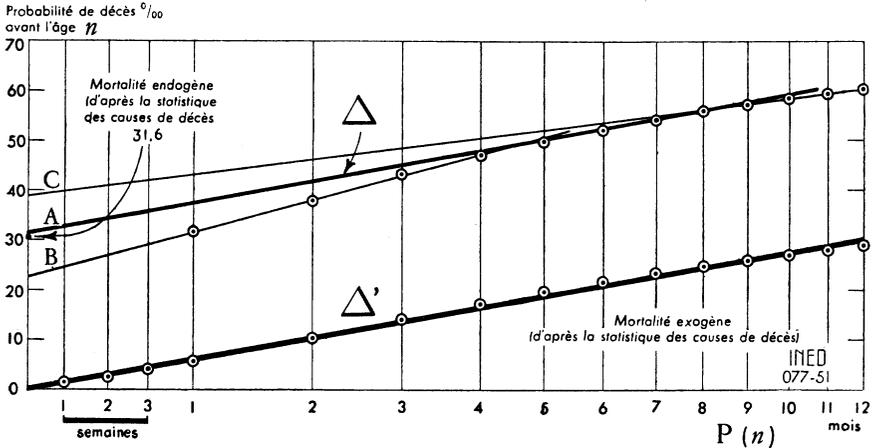
GRAPHIQUE n° 8. — Séparation des mortalités infantiles endogène et exogène. (schéma observé aux Etats-Unis en 1932).

2. Cette propriété est valable pour la totalité de la première année de la vie et les statistiques de causes de décès bien faites permettent d'ailleurs de vérifier cette validité. Il s'ensuit que la proportion des décès exogènes qui se produisent dans le premier mois est toujours une fraction constante de l'ensemble des décès exogènes ou mieux une fraction constante de la mortalité de un à onze mois.

Dans la très grande majorité des cas, ces hypothèses rendent convenablement compte de la réalité. Mais l'évolution actuelle de la médecine amène à modifier un peu notre point de vue.

En premier lieu, l'action médicale, en prolongeant la vie des enfants mal constitués, accroît la proportion des décès endogènes après le premier mois. De plus, certaines thérapeutiques modernes ne peuvent être appliquées qu'au delà d'un certain âge, si bien que pour un enfant déterminé, le « milieu sanitaire » n'est pas le même au début et à la fin de la première année. Il en résulte que notre méthode donne une mesure de la mortalité endogène

trop élevée ou trop basse suivant qu'on l'applique sur les premiers ou les derniers mois de la première année. Le graphique n° 9 précise ces indications. Il se rapporte à la province de Québec, au Canada, au cours de la période 1944-1947 pendant laquelle le phénomène était très visible. Un ajustement sur les premiers mois conduisait à une mortalité endogène OB inférieure à la réalité. Un ajustement sur les derniers mois donnait une valeur OC trop forte. C'est l'ajustement de cinq à dix mois qui fournissait la mesure correcte.



GRAPHIQUE n° 9. — Séparation des mortalités infantiles endogène et exogène (schéma observé au Canada dans la province de Québec, au cours de la période 1944-1947).

Le cas de la province de Québec est tout à fait général. Très souvent les écarts AB et AC sont négligeables et la mortalité exogène est alors égale à la mortalité de un à onze mois majorée de 25 %. Dans ce cas, l'ajustement à l'aide de la formule (2) serait inutile, mais on ne peut le savoir avant de l'avoir fait.

Résumé et conclusion. Ainsi la mortalité infantile telle qu'on l'envisage habituellement n'est pas un phénomène simple. Il y a en réalité deux mortalités infantiles de nature très différente et qui ne suivent pas la même évolution dans le temps et dans l'espace. Les moyens de les combattre ne sont pas les mêmes et il est indispensable de les distinguer. On disposait jusqu'ici de deux moyens pour atteindre ce résultat : les statistiques de causes de décès et les statistiques de décès par âge.

Le premier, satisfaisant en théorie, se heurte à des difficultés pratiques et ne peut être utilisé que dans quelques pays. Le second est très imparfait et le devient de plus en plus à mesure que l'action médicale retarde les décès d'enfants mal formés. Le procédé que nous proposons est un perfectionnement du second procédé. Il résout complètement le problème.

Nous avons signalé, au début de cet exposé, les altérations statistiques du taux classique provoquées par les différences de législation entre pays. Ces altérations n'intéressent que la mortalité endogène. Les taux exogènes sont donc comparables d'un pays à l'autre alors que les taux endogènes doivent être utilisés avec précaution. Une étude de la législation doit précéder toute comparaison de ces taux.

Mais nous avons vu que la nature des décès endogènes les apparente aux mort-nés. Or les différences de législation apportent au taux de mortalité des modifications égales et de signe contraire à celles que subit le taux endogène. Elles sont donc sans influence sur la somme de ces deux taux qui mesurent ce qu'on peut appeler la mortalité périnatale. Une indétermination subsiste du fait que les mort-nés ne sont pas définis partout de la même façon, la durée de gestation requise pour qualifier de mort-né un produit de la conception variant suivant les pays. Mais les habitudes pratiques de déclaration sont certainement moins différentes que ne le laisse supposer la législation.

En résumé, nous disposons maintenant de deux indices sûrs pour analyser la mortalité des êtres humains, depuis l'instant où ils ont acquis un développement suffisant pour donner naissance à des enfants vivants jusqu'au moment où leur constitution leur permet de se soustraire à peu près complètement aux atteintes du milieu. Dans le prochain numéro l'étude de cette mortalité sera reprise sur ces bases nouvelles. On verra comment la méthode peut contribuer à la réduction de la mortalité infantile, objectif final essentiel.

Jean BOURGEOIS-PICHAT.

ANNEXE

Méthodes pratiques de calcul

On peut utiliser pour le calcul des deux taux de mortalité infantile une méthode graphique ou une méthode numérique.

La première est de beaucoup la plus simple. Le tableau IV et le graphique n° 6 en donnent un exemple d'application sur le cas de la province de Québec au Canada pendant la période 1944-1947.

Nous avons choisi intentionnellement un pays où l'ajustement présente une certaine difficulté pour la raison signalée page 245.

On porte sur un graphique en abscisse les coefficients de la dernière colonne du tableau et en ordonnée les taux figurant à la quatrième colonne. On obtient le graphique n° 9 mettant en évidence les deux phénomènes signalés : prolongation de la mortalité endogène au delà d'un mois et baisse de la mortalité exogène à la fin de la première année. On procède à un ajustement graphique rectiligne sur la partie de la courbe située vers le milieu de la première année pour annuler les effets perturbateurs de ces deux phénomènes. On trouve un taux endogène de 31 ‰.

Passons à la méthode numérique, disons plutôt à une méthode numérique car on peut en imaginer plusieurs. Celle que nous proposons consiste à calculer pour chaque mois, à l'aide de la formule (2) le taux annuel de mortalité exogène que l'on obtiendrait si la variation

observée dans le mois considéré s'étendait à toute la première année. Le tableau V donne le détail des calculs dans le cas de la province de Québec que nous venons de traiter graphiquement.

TABLEAU IV. DÉTERMINATION DE LA MORTALITÉ INFANTILE ENDOGÈNE PAR LA MÉTHODE GRAPHIQUE. — PROVINCE DE QUÉBEC AU CANADA PENDANT LA PÉRIODE 1944-1947

Age en mois	Nombre de décès	Décès cumulés à partir du haut	Taux pour 1.000 nés vivants (433.383 naissances)	Coefficients (les mêmes pour les divers pays et toutes les époques)
0	13.651	13.651	31,5	3,3532
1	2.786	16.437	37,9	5,7449
2	2.214	18.651	43,1	7,5842
3	1.664	20.315	46,9	9,1096
4	1.223	21.538	49,7	10,4272
5	1.030	22.568	52,1	11,5954
6	853	23.421	54,1	12,6495
7	752	24.173	55,8	13,6134
8	598	24.771	57,2	14,5036
9	510	25.281	58,3	15,3325
10	435	25.716	59,3	16,1092
11	359	26.075	60,2	16,8317

TABLEAU V. DÉTERMINATION DE LA MORTALITÉ INFANTILE ENDOGÈNE PAR UNE MÉTHODE NUMÉRIQUE. — PROVINCE DE QUÉBEC AU CANADA PENDANT LA PÉRIODE 1944-1947

Age en mois	Nombre * de décès	Taux pour 1.000 nés vivants (433.383 naissances)	Coefficients * (les mêmes pour les divers pays et toutes les époques)	Taux exogène ramené à l'année (rapport des 2 colonnes précédentes)
1	2.786	6,43	0,14205	45,3
2	2.214	5,11	0,10925	46,8
3	1.664	3,84	0,09060	42,4
4	1.223	2,82	0,07825	36,0
5	1.030	2,38	0,06925	34,3
6	853	1,97	0,06260	31,5
7	752	1,73	0,05725	30,2
8	598	1,38	0,05288	26,1
9	510	1,18	0,04924	24,0
10	435	1,00	0,04614	21,7
11	359	0,83	0,04294	18,9

* Dans certaines statistiques, les décès sont donnés par groupe de plusieurs mois. Le coefficient à utiliser pour un groupe déterminé est égal à la somme des coefficients de chacun des mois du groupe.

On voit apparaître sur les taux de la dernière colonne les deux phénomènes déjà signalés et on constate une certaine stabilisation des taux autour de 6 mois. La moyenne des taux calculés pour les mois 4 à 8 est égale à 31,6. On admet alors que la mortalité exogène avant 6 mois correspond à un taux annuel de 31,6 ‰ et comme il y a 68,9 % de décès exogènes dans les quatre premiers mois, le taux de mortalité exogène des six premiers mois est égal à 21,8 ‰.

La mortalité totale des six premiers mois étant égale à 52,1, la mortalité endogène est égale à la différence soit 30,3 ‰.