Document généré le 17 juil. 2025 18:24

Recherches sociographiques

L'inégalité sociale devant la mort : la mortinatalité et la mortalité infantile à Montréal

Jacques Henripin

Volume 2, numéro 1, 1961

URI : https://id.erudit.org/iderudit/055061ar
DOI : https://doi.org/10.7202/055061ar

Aller au sommaire du numéro

Éditeur(s)

Département de sociologie, Faculté des sciences sociales, Université Laval

ISSN

0034-1282 (imprimé)
1705-6225 (numérique)

Découvrir la revue

Citer cet article

Henripin, J. (1961). L'inégalité sociale devant la mort : la mortinatalité et la mortalité infantile à Montréal. *Recherches sociographiques*, *2*(1), 3–34. https://doi.org/10.7202/055061ar

Résumé de l'article

Depuis longtemps déjà, dans divers pays, les démographes ont mis en évidence le fait de «l'inégalité sociale devant la mort ». Pour la première fois, dans notre milieu, on aborde ici de façon systématique *V* étude de ce phénomène. Des analyses rigoureuses que présente Jacques Henripin se dégagent des conclusions qui retiendront r attention des démographes et des sociologues, mais qui, en même temps, devraient inciter les responsables de la lutte contre la mortalité infantile — dont le taux demeure substantiellement plus élevé dans la province de Québec que dans les autres provinces canadiennes — à intensifier leurs efforts et à en préciser *l'* orientation.

Tous droits réservés © Recherches sociographiques, Université Laval, 1961

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter en ligne.

https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/

Cet article est diffusé et préservé par Érudit.

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche.

https://www.erudit.org/fr/

L'INEGALITE SOCIALE DEVANT LA MORT: LA MORTINATALITE ET LA MORTALITE INFANTILE A MONTREAL*

Depuis longtemps déjà, dans divers pays, les démographes ont mis en évidence le fait de "l'inégalité sociale devant la mort". Pour la première fois, dans notre milieu, on aborde ici de façon systématique l'étude de ce phénomène. Des analyses rigoureuses que présente Jacques Henripin se dégagent des conclusions qui retiendront l'attention des démographes et des sociologues, mais qui, en même temps, devraient inciter les responsables de la lutte contre la mortalité infantile — dont le taux demeure substantiellement plus élevé dans la province de Québec que dans les autres provinces canadiennes — à intensifier leurs efforts et à en préciser l'orientation.

"Mieux la mortalité et la morbidité sociales seront connues, plus sera facile la tâche de ceux qui essaient de combler le handicap le plus affligeant dont souffrent les classes laborieuses : leur infériorité devant la maladie et la mort" [1].

Autrefois grande faucheuse d'enfants, la mortalité infantile — c'est-à-dire celle des enfants de moins d'un an — a été réduite de façon étonnante, grâce aux progrès de la médecine et de l'hygiène publique. Alors qu'autrefois, le quart des enfants nés vivants mouraient avant d'atteindre leur premier anniversaire, aujourd'hui cette fraction est réduite à deux ou trois pour cent dans presque tous les pays développés. Ces progrès sont relativement récents et ils se poursuivent. A Montréal, par exemple, le taux se situait entre 100 et 140 pour mille, suivant les années et les épidémies, il y a à

---

* Cette recherche a été subventionnée par le Ministère de la santé de la province de Québec et le Ministère de la santé nationale et du bien-être social du Canada. Elle a été faite sous le patronage de l'Ecole d'hygiène de l'Université de Montréal et en particulier de son doyen, le docteur Armand Frappier.

[1] A. SAUVY, Théorie générale de la population, vol. II : Biologie sociale, Paris, Presses Universitaires de France, 1954, 101.

peine 35 ans. Aujourd'hui, il est inférieur à 30 pour mille. Le tribut que paient les jeunes enfants à la mort reste cependant élevé : il l'est à peu près autant que celui des personnes de 70 ans.

Malgré la baisse qu'on a enregistrée, la mortalité infantile n'a pas cessé de retenir l'attention de ceux qui s'intéressent aux conditions de vie des différentes classes de la société. Ce phénomène est en effet très sensible aux conditions sociales. Ajoutons que les travaux qui ont porté sur ce problème ont permis d'isoler une catégorie de décès de moins d'un an qui sont encore plus intimement liés aux conditions du milieu où vit l'enfant. C'est ce que le démographe Jean Bourgeois-Pichat a appelé la mortalité infantile exogène. Nous reviendrons là-dessus plus loin.

D'une façon générale, on peut dire que même aujourd'hui, au Canada, sur deux décès d'enfants de moins d'un an, l'un d'entre eux est imputable à une déficience du milieu où vit l'enfant et il pourrait être évité. Il n'est que de considérer les variations de la mortalité infantile, suivant les milieux sociaux, pour s'en convaincre. Ainsi, en France, pour les enfants nés en 1950 et 1951, le taux de mortalité infantile des enfants de manoeuvres était trois fois plus élevé que celui des enfants dont le père exerçait une profession libérale.

Cependant, il ne s'agit pas uniquement de connaître les taux de mortalité infantile de différents milieux sociaux. Si l'on se propose d'agir pour corriger cette situation, il est important de savoir quels sont les facteurs principaux qui peuvent expliquer les différences constatées, quelles caractéristiques sociales particulières affectent surtout la mortalité des enfants de moins d'un an.

Si nous avons choisi la ville de Montréal comme objet de cette étude, c'est d'abord que des informations précieuses nous y étaient accessibles [2]; mais c'est aussi parce que, parmi les grandes villes canadiennes, Montréal présente des taux de mortalité particulièrement élevés. Les données rassemblées dans le tableau 1 illustrent cette situation.

Les villes de Montréal et Québec occupent les deux derniers rangs. En général, la mortalité infantile est d'autant plus faible que les villes sont plus importantes. Au Canada, ce modèle n'est que très grossièrement suivi.

---

[2] Nous tenons à remercier le Dr Adélard Groulx, directeur du Service de santé de Montréal, le Dr Maillé, directeur de la Division de la démographie et son assistant M. Grandmaison, dont la collaboration patiente nous a été fort précieuse.

TABLEAU 1

MORTALITE INFANTILE DANS LES GRANDES VILLES CANADIENNES
1951-55, 1956 et 1958

VILLES	Mortalité infantile (taux pour 1000) (1)		
	1951-55	1956	1958
Vancouver	22	21	21
Regina	23	25	18
Edmonton	23	22	23
Halifax	24	33	28
Toronto	25	25	23
Winnipeg	26	24	26
Hamilton	28	24	22
Ottawa	31	30	27
Montréal	32	30	30
Québec	62	43	37

Sources : 1951-55 : Annuaire du Canada, 1957-58; 1956 et 1958: Bureau Fédéral de la Statistique, Statistique de l'état civil, 1956 et 1958

(1) Nombre de décès de moins d'un an pour 1000 naissances vivantes.

Montréal présente, en tout cas, une exception notable. En 1958, le taux de cette ville dépassait de 40% celui de Vancouver. Remarquons aussi que les taux de Québec restent — malgré une baisse importante — beaucoup plus élevés que ceux d'Ottawa, ville d'importance comparable.

Dans une première section, nous préciserons quelques définitions et les techniques de mesure employées. La deuxième section retracera l'évolution de la mortalité infantile à Montréal au cours des trente dernières années. La troisième section sera consacrée aux variations de la mortalité infantile suivant la profession et l'origine ethnique, d'après une étude des

fiches individuelles des décès d'enfants en 1950. Enfin, nous essaierons d'évaluer l'importance de certains caractères sociaux dans l'explication des variations de la mortalité infantile enregistrées pendant les années 1950-1954, pour 39 régions de la ville de Montréal.

I

MORTALITE EXOGENE ET ENDOGENE

1. Les taux classiques

La façon la plus habituelle de mesurer la mortalité infantile consiste à estimer la proportion des enfants nés vivants qui meurent avant d'atteindre leur premier anniversaire. En pratique, on divise le nombre de décès d'enfants de moins d'un an survenus au cours d'une année, par le nombre de naissances (à l'exclusion des mort-nés) au cours de la même année. Des corrections peuvent être apportées pour tenir compte des fluctuations du nombre des naissances d'une année à l'autre. C'est le taux de mortalité infantile.

On répartit souvent ces décès en deux catégories : ceux de moins de 28 jours (mortalité néo-natale) et ceux des onze derniers mois de la première année. Chacune de ces catégories peut faire l'objet d'un taux particulier, la somme de ces deux taux particuliers étant égale au taux de mortalité infantile classique. Mentionnons encore une catégorie de décès apparentée à la mortalité infantile, les mort-nés, c'est-à-dire les produits de la conception qui sont morts avant la naissance. Pour des raisons pratiques, on ne compte, d'habitude, que les foetus dont la période de gestation a duré au moins vingt-huit semaines. L'expression suggérée par l'Assemblée mondiale de la santé (1950) pour désigner cette dernière catégorie de cas est "mort foetale tardive" [3]. Dans l'étude présente, le mot mort-né devra être entendu dans ce sens.

---

[3] O.N.U., Mortalité foetale, mortalité des enfants du premier âge et mortalité des jeunes enfants, vol. I, New York, 1954, 4.

2. Mortalité endogène et exogène

Les décès d'enfants de moins d'un an ne sont pas tous de même nature et deux grandes catégories peuvent être distinguées. La première catégorie comprend les décès imputables à la constitution même de l'enfant, c'est-à-dire à des causes que l'enfant porte en lui-même à la naissance, qu'il les ait héritées dès la conception ou acquises au cours de la gestation ou de l'accouchement. Ce sont les décès endogènes. L'autre catégorie comprend les décès dont la cause est extérieure à l'enfant; c'est alors le milieu où vit l'enfant qui lui apporte les facteurs de sa mort, sous forme de mauvaise alimentation, de microbes, etc. Nous appellerons ces décès exogènes. Cette terminologie et la distinction qu'elle exprime ont été élaborées par le démographe français Jean Bourgeois-Pichat. On doit aussi à cet auteur la méthode biométrique permettant d'évaluer le taux correspondant à chacune des catégories de décès [4].

Il est évident que c'est surtout pour les décès de la dernière catégorie (exogènes) que la société peut être tenue responsable. En effet, ces décès peuvent être évités assez facilement, si l'on prend certaines précautions. En outre, la médecine dispose de moyens efficaces pour combattre les maladies exogènes; tandis qu'il n'en va pas toujours ainsi des maladies endogènes (malformations, débilité congénitale, etc.).

3. Méthode de mesure

Pour séparer ces deux catégories de décès, le moyen qui se présente logiquement est l'utilisation des informations sur les causes de décès telles que déclarées par les médecins. Cependant, même dans les régions où l'on peut estimer que ces déclarations sont faites soigneusement, il n'est pas toujours facile de déterminer quelle est la cause la plus importante du décès. Le cas de prématurité en est un exemple. Il en résulte que la répartition des décès en endogènes et exogènes d'après les déclarations des causes de décès peut être affectée par la façon dont on dispose, à ce point de vue, des cas douteux pour lesquels plusieurs causes pourraient être déclarées. Les

---

[4] On pourra consulter à ce sujet les articles suivants de Jean BOURGEOIS-PICHAT :
- "De la mesure de la mortalité infantile", Population, 1, 1, janv.-mars 1946, 53-68.
- "La mesure de la mortalité infantile", Population, 6, 2 et 3, avril-juin et juill.-sept. 1951, 223-248 et 459-480.
- "Analyse de la mortalité infantile", Bulletin démographique (Nations Unies), 2, octobre 1952, 1-14.

travaux de Bourgeois-Pichat ont montré que les médecins avaient tendance à surestimer l'importance des causes endogènes [5].

L'instrument de mesure qu'il a développé permet non seulement de se passer des informations sur les causes de décès pour classer les décès en endogènes et exogènes; il semble même que sa méthode — qu'il a appelée "méthode biométrique" — donne une répartition plus valide des décès d'enfants de moins d'un an entre ces deux catégories. Nous avons là un exemple étonnant d'ingéniosité statistique; par une analyse purement quantitative de la distribution des décès suivant l'âge du décès, au cours de la première année, Bourgeois-Pichat a pu établir une distinction d'ordre qualitatif et mesurer deux catégories de décès biologiquement différentes, avec plus d'exactitude que ne le permettrait l'utilisation de renseignements d'ordre biologique (causes de décès).

Nous ne pouvons nous permettre, ici, de rapporter l'analyse qui justifie la méthode biométrique de Bourgeois-Pichat. Voici cependant quels en sont les éléments fondamentaux. Ils reposent sur les deux observations suivantes :

a) presque tous les décès des onze derniers mois de la première année sont exogènes;

b) quel que soit le niveau de la mortalité infantile, la distribution de ces décès des onze derniers mois, en fonction de l'âge des enfants décédés, est remarquablement uniforme. En d'autres termes, quel que soit le niveau de la mortalité, l'ensemble des décès d'enfants âgés de un à onze mois se répartit toujours de la même façon, chacun des mois ayant une proportion déterminée. En outre, la série des proportions successives décline régulièrement suivant une fonction qu'on peut estimer.

On peut penser que cette loi, observée pour les onze derniers mois (où il n'y a, à peu près, que des décès exogènes), s'applique aussi aux décès exogènes du premier mois. En extrapolant, pour le premier mois, la fonction de distribution des décès des onze derniers mois, on peut connaître le nombre de décès exogènes du premier mois. L'application de cette loi conduit à la règle suivante : parmi tous les décès exogènes de la première année,

---

[5] En Angleterre et au pays de Galles, par exemple, où les statistiques de causes de décès sont considérées comme bonnes, 18.5% des décès exogènes sont l'objet d'une déclaration indiquant une cause endogène. Voir BOURGEOIS-PICHAT, "Analyse de la mortalité infantile", op. cit., 4.

20% se produisent au cours du premier mois de la vie. Cela veut dire qu'en multipliant par 1.25 les décès des onze derniers mois, on obtient une bonne évaluation de l'ensemble des décès exogènes.

En fait, il faudrait dire : une meilleure évaluation que celle qu'on obtient en utilisant les statistiques de causes de décès. Bourgeois-Pichat a montré [6] que sa méthode biométrique attribuait à la catégorie exogène plus de décès que ne le faisaient les déclarations de causes de décès : un certain nombre de décès, classés comme exogènes par la méthode biométrique, seraient classés comme endogènes par la méthode des causes de décès. Ces cas représentent une proportion remarquablement stable — pour un pays donné — des décès exogènes biométriques, quel que soit le niveau de la mortalité exogène biométrique. De la stabilité même de cette proportion, il tire un argument en faveur de sa méthode, que nous reprendrons en appendice, en l'illustrant à l'aide des taux observés dans 39 régions de Montréal.

Dans cette étude, nous adopterons la méthode biométrique. Elle présente un léger inconvénient : le nombre de décès endogènes ou exogènes est souvent fractionnaire. Nous n'avons pas tenté de corriger ces résultats.

II

MORTINATALITE ET MORTALITE INFANTILE A MONTREAL, DE 1926 A 1958

Il nous a paru utile de placer les analyses qui vont suivre dans un cadre plus général : celui de l'évolution de la mortalité des jeunes enfants de Montréal, depuis 1926. Les informations les plus utiles sont contenues dans le tableau 2 et les graphiques 1 et 2. Signalons tout de suite une difficulté particulière en ce qui concerne la mortinatalité, c'est-à-dire les foetus morts avant la naissance. Même si l'on se limite à ceux dont la durée de gestation dépasse six mois, on ne sait pas dans quelle mesure ces événements sont enregistrés par la statistique. Il a pu y avoir, au cours de cette période

---

[6] Ibid., 3-5.

TABLEAU 2

TAUX DE MORTALITE INFANTILE ET DE MORTINATALITE A MONTREAL, 1926-1958

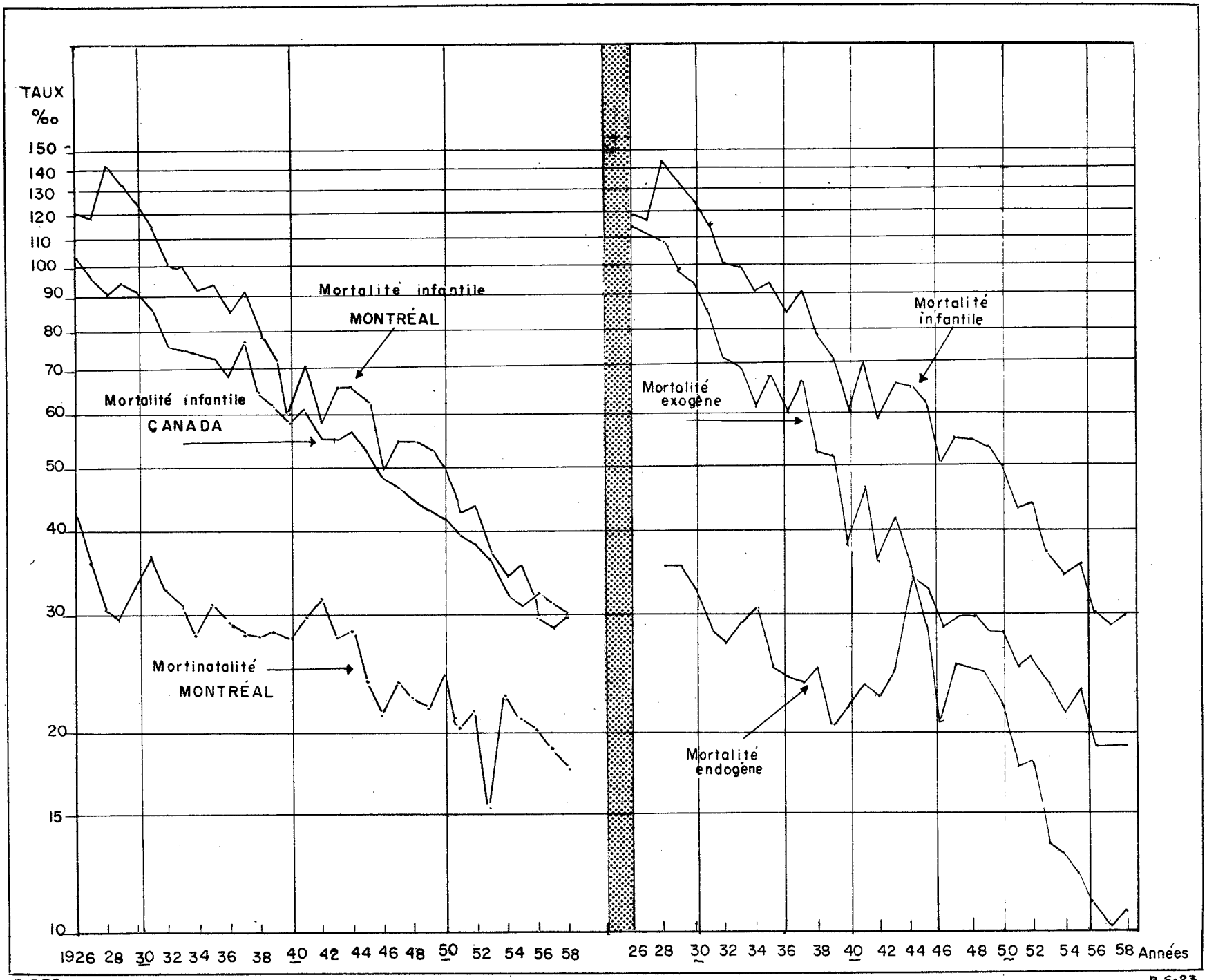
ANNEE	Taux pour 1,000 naissances vivantes			
	Mortinatalité (1)	Mortalité infantile	Mortalité exogène biométrique	Mortalité endogène biométrique
1926	42.6	119.5		
1927	35.3	116.9		
1928	30.3 (2)	143.7	108.7	34.9
1929	29.2 (2)	132.3	97.3	35.0
1930	32.6 (2)	124.8	92.5	32.3
1931	36.3 (2)	113.3	85.0	28.3
1932	32.2 (2)	98.9	72.1	26.8
1933	30.6	98.6	69.8	28.9
1934	27.4	90.8	60.5	30.3
1935	30.9	92.3	67.5	24.7
1936	28.9	83.9	59.9	24.0
1937	27.9	90.0	66.6	23.4
1938	27.6	77.4	52.5	24.9
1939	28.0	71.5	51.5	20.0
1940	27.4	59.3	37.5	21.8
1941	29.6	70.3	46.9	23.4
1942	31.4	57.8	35.3	22.5
1943	27.3	65.9	41.3	24.7
1944	28.0	65.1	35.0	34.1
1945	23.9	61.2	28.7	32.5
1946	21.0	49.2	20.5	28.7
1947	23.8	54.5	25.0	29.5
1948	22.3	54.1	24.5	29.6
1949	21.4	52.8	24.3	28.5
1950	24.1	49.7	21.7	28.0
1951	20.1	42.6	17.6	25.0
1952	21.3	43.3	17.9	25.4
1953	15.3	36.9	13.5	23.4
1954	22.4 (3)	34.1	13.0	21.1
1955	20.9 (3)	35.2	12.2	23.1
1956	20.0 (3)	29.8	10.8	19.0
1957	18.8 (3)	28.6	10.0	18.7
1958	17.5 (3)	29.3	10.5	18.8

Source : Cité de Montréal, Rapport annuel du Service de Santé, diverses années.

(1) Sauf indication contraire, il s'agit du nombre de mort-nés de 28 semaines et plus pour 1,000 naissances vivantes.

(2) Mort-nés âgés de six mois et plus.

(3) Mort-nés âgés de 24 semaines et plus.



GRAPHIQUE 1. Mortalité infantile et mortinatalité à Montréal; mortalité infantile au Canada, 1926-1958.

GRAPHIQUE 2. Mortalité infantile totale, exogène et endogène (biométrique), à Montréal, 1926-1958.

Source : Tableau 2.

de 30 ans, une augmentation de la proportion des cas déclarés, ce qui aurait pour effet d'atténuer la baisse apparente des taux au cours du temps.

Sur le graphique 1, le taux de mortalité infantile du Canada a été reproduit. Cela permet de constater que la baisse de la mortalité a été plus forte pour Montréal que pour l'ensemble du Canada. Il faut dire qu'en 1926, Montréal partait d'un niveau qui dépassait de 40% environ celui du Canada. En 1958, Montréal avait un taux légèrement plus faible que le Canada. Dans l'un et l'autre cas, la baisse est appréciable : 70% pour le Canada; 80% pour Montréal. Dans l'ensemble, cette baisse se fait à un rythme constant, l'allure générale des courbes (sur échelle logarithmique) étant rectiligne. Il en va de même de la mortinatalité à Montréal. Mais ici, la chute du taux est moins forte : 50% environ.

Si l'on divise la mortalité infantile en deux catégories : endogène et exogène (graphique 2), on obtient des évolutions très différentes. Entre 1928 et 1958, la mortalité exogène passe de 110 à 10 pour mille, ce qui représente une réduction de 90%. Il s'agit là, en effet, de décès qui pourraient être à peu près complètement évités, si l'on appliquait toutes les mesures d'hygiène et tous les soins curatifs connus. Ces mesures et ces soins sont simples, techniquement, mais leur application dépend d'un ensemble assez complexe de facteurs sociaux qui commandent une attention plus ou moins grande accordée aux enfants et la connaissance des conditions dont ils doivent être entourés si l'on veut leur éviter d'entrer en contact avec des agents qui peuvent provoquer leur mort. C'est pourquoi la mortalité exogène est beaucoup plus sensible aux conditions sociales que la mortalité endogène.

A l'égard de cette dernière, la médecine est moins bien équipée. Sans doute, on peut lutter contre la débilité, contre les inconvénients entraînés par la prématurité de la naissance, contre certaines causes de malformation congénitale. Et le taux de mortalité endogène a baissé lui aussi. Moins, cependant, que celui de la mortalité exogène. Entre 1928 et 1958, la baisse de la mortalité endogène est d'environ 50%. Nous avons déjà rencontré une baisse d'égale importance : celle de la mortinatalité. Ce rapprochement n'a rien d'étonnant; on peut penser que les enfants qui meurent quelques jours après leur naissance sont soumis au même genre de difficultés que ceux qui meurent quelques jours avant leur naissance. Dans les deux cas, l'enfant porte en lui-même les facteurs de sa mort. Ce n'est pas à dire que le milieu ne joue aucun rôle. Mais ce rôle est moins direct. Et l'hérédité doit jouer, aussi, en plus des conditions qui entourent la grossesse et qui sont, elles, dépendantes de facteurs sociaux. On le verra d'ailleurs plus loin.

Signalons, à propos de la mortalité endogène, un phénomène curieux dont nous ignorons l'explication : la hausse de la mortalité endogène entre 1939 et 1944. Faut-il la chercher dans les conditions entraînées par la guerre, qui correspond exactement à cette période ? On peut penser soit à une pénurie de médecins, soit à l'extension du travail des femmes mariées.

Avant de passer à l'analyse de la mortalité infantile, résumons la situation des toutes dernières années. Sur cent enfants qui naissent vivants, trois meurent avant d'atteindre leur premier anniversaire. L'un d'entre eux meurt à la suite de conditions qu'on pourrait facilement éviter (décès exogène).

III

MORTALITE DIFFERENTIELLE SUIVANT L'ORIGINE ETHNIQUE ET LA PROFESSION DU PERE

Les déclarations de naissances comportent des renseignements sur l'origine ethnique et la profession du père. Par ailleurs, il est possible, en principe, à partir d'un certificat de décès d'enfant, de retracer la déclaration de naissance et donc d'obtenir les mêmes renseignements pour les enfants décédés. On peut donc calculer des taux de mortalité suivant l'origine ethnique et la profession du père. En pratique, les informations nécessaires n'ont pas pu être retracées dans tous les cas. D'autre part, cette opération étant fort longue, nous nous sommes limité à l'année 1950. Tous les décès d'enfants légitimes ont été utilisés; pour les naissances, un échantillon au cinquième nous a paru suffisant. Plus exactement, les taux ont été calculés de la façon suivante : pour les enfants d'une catégorie donnée (disons les Canadiens français dont le père était manoeuvre) le nombre des décès enregistrés en 1950 a été rapporté au nombre de naissances de la même catégorie qu'a donné l'échantillon, ce dernier nombre étant évidemment multiplié par cinq.

1. Origine ethnique

Voyons d'abord les différences qu'on observe au point de vue de l'origine

ethnique. Elles sont considérables, comme on peut le constater à la lecture du tableau 3. On y trouve des taux de mortinatalité, de mortalité endogène et de mortalité exogène. Ces taux ne concernent que les enfants légitimes. Nous avons isolé trois groupes ethniques : français, britannique et juif; mais nous avons cru bon de regrouper aussi tous les groupes ethniques non-français.

TABLEAU 3

TAUX DE MORTINATALITE, DE MORTALITE ENDOGENE ET EXOGENE SUIVANT L'ORIGINE ETHNIQUE, MONTREAL, 1950

(Enfants légitimes seulement)

Taux (1) :	Toutes origines	Français	Non-Français	Britanniques	Juifs
Mortinatalité	21.8	23.7	15.8	19.8	4.7
Endogène	25.4	30.7	11.8	16.1	3.9
Exogène	17.1	19.9	10.1	12.2	6.6
Nombre de naissances vivantes	23,095	16,660	6,435	3,285	1,505

(1) Nombre de décès pour 1000 naissances vivantes.

Afin qu'on puisse se faire une idée de l'importance des nombres sur lesquels reposent ces calculs, nous avons donné, à la dernière ligne du tableau, l'évaluation du nombre des naissances vivantes qui sert de dénominateur au calcul des taux. Rappelons que ces derniers chiffres sont le résultat d'un échantillon des naissances de 20%, les nombres de naissances de l'échantillon ayant été multipliés par cinq.

Les Canadiens français ont des taux beaucoup plus élevés que ceux des autres ethnies, pour les trois catégories de mortalité. Mais c'est pour la

mortalité endogène que les différences sont les plus importantes. Les Juifs ont des taux remarquablement faibles. Notons cependant que le petit nombre de cas, ici, laisse place à des variations accidentelles importantes ; nous avons évalué grossièrement qu'il est possible (niveau de probabilité = 95%) que chacun de ces taux soit plus élevé de 7 à 8 pour mille.

Mais, indépendamment du problème soulevé par les erreurs dues au petit nombre de cas, une autre correction doit être apportée. Sous le couvert d'une différence ethnique, d'autres facteurs jouent et, en particulier, le fait que chaque groupe ethnique a une structure sociale fort différente de celle des autres. Nous pouvons tenir compte de ce fait, au moins partiellement, de la façon suivante. Limitons la comparaison aux enfants d'origine française, d'une part, et non-française, d'autre part. Pour chacun de ces deux groupes ethniques, on connaît la distribution des naissances et les taux de mortalité suivant quatre catégories professionnelles. La correction que nous suggérons revient à poser la question suivante : si les naissances d'origine française avaient la même distribution professionnelle que celles des autres origines ethniques, quels taux de mortalité observerait-on ? Pour y répondre, il suffit de pondérer les taux de mortalité français de chaque groupe professionnel par l'importance respective de ces groupes chez les non-Français. On obtient alors des taux corrigés pour les différences de structure professionnelle entre les deux groupes ethniques. Voici les résultats qu'on obtient :

	TAUX o/oo		Différence relative par rapport au niveau des non-Français
	Français (taux corrigés)	Non-Français	
Mortinatalité	22.2	15.8	40%
Endogène	28.9	11.8	145%
Exogène	17.2	10.1	70%

Les taux français se sont un peu abaissés mais les différences restent très grandes. L'écart est particulièrement impressionnant pour la mortalité endogène. Cela laisse entendre que les différences de conditions de vie, de surveillance médicale, d'hygiène ou d'hérédité, entre les deux groupes ethniques, jouent un rôle plus important au cours de la période de gestation ou de l'accouchement qu'au cours de la première année de vie de l'enfant après sa naissance. Diverses vérifications nous ont en effet convaincu que, pour un milieu social donné, les enfants d'origine française semblent avoir

une "prédisposition" à la mortalité endogène. Nous retrouverons d'ailleurs, dans la section suivante — où l'analyse des divers facteurs sera plus poussée — cette influence prépondérante du facteur ethnique dans la mortalité endogène. Avec les données dont nous disposons, il nous est impossible d'expliquer ce phénomène. On peut néanmoins soupçonner deux causes principales : a) des facteurs héréditaires défavorables; b) des conditions hygiéniques déficientes pendant la grossesse, celles-ci étant peut-être imputables à une surveillance médicale insuffisante.

Seule une enquête approfondie et dépassant une pure démarche statistique permettrait de savoir quelle peut être la part de chacune des deux causes. Ajoutons cependant une observation qui nous paraît intéressante. Lorsqu'on compare la mortalité infantile de la France et de la Grande-Bretagne, on constate que les Français ont une mortalité exogène plus forte et une mortalité endogène moins forte que les Britanniques, ce qui laisserait entendre que l'hérédité française ne doit pas prédisposer à une mortalité précoce des enfants. Mais il resterait à déterminer dans quelle mesure l'hérédité des Canadiens français de Montréal correspond à celle de l'ensemble des Français d'aujourd'hui.

2. Profession du père

Les déclarations de la profession du père, sur les fiches de l'état civil, sont de piètre qualité. Plusieurs déclarations sont à peu près ou absolument inclassables : "inspecteur" ou "employé de la municipalité", par exemple. La présence de ces cas inclassables est fort gênante pour l'interprétation des résultats. En outre, l'imprécision des termes nous a obligé à adopter un système de classement fort large, ne comprenant que quatre catégories.

Evidemment, un système aussi grossier ne permet de saisir qu'une partie des différences de mortalité qu'un classement détaillé pourrait déceler. Voici les quatre catégories professionnelles que nous avons retenues :

I - Professions libérales, administrateurs, techniciens hautement qualifiés.
II - Commerçants, contremaîtres, vendeurs, employés de bureau.
III - Ouvriers qualifiés.
IV - Ouvriers non-qualifiés.

Comme les informations de base comportent beaucoup de lacunes, nous donnerons d'abord, dans le tableau 4, le nombre total des événements (naissances et décès), ainsi que le nombre de cas pour lesquels nous n'avons pu

TABLEAU 4

MORTINATALITE, MORTALITE ENDOGENE ET EXOGENE PAR CATEGORIE PROFESSIONNELLE; NOMBRE TOTAL DE NAISSANCES ET DE DECES; NOMBRE DE CAS INCLASSABLES SUIVANT LA PROFESSION DU PERE; TAUX DE MORTALITE o/oo. MONTREAL, 1950.

(Enfants légitimes seulement)

	Nombre de naissances		Mort-nés		Décès endogènes		Décès exogènes	
	Français	Autres	Français	Autres	Français	Autres	Français	Autres
Nombre total de cas	16,660	6,435	396	102	511	76	331	65
Nombre de cas inclassables	105	65	20	6	35	7.5	5	7.5
			Taux o/oo					
Catégories professionnelles:								
I	1,315	1,175	17.5	20.6	23.7	11.0	10.5	5.9
II	3,945	2,265	20.4	14.0	28.4	6.6	13.1	6.1
III	5,050	1,430	21.6	13.3	23.5	11.5	20.8	11.7
IV	6,245	1,500	29.0	17.6	39.4	20.7	25.4	17.6
Ensemble	---	---	23.7	15,8	30.7	11.8	19.9	10.1

retracer la profession du père. Viennent ensuite les taux par catégorie professionnelle. Nous avons séparé les Canadiens français de l'ensemble des autres origines ethniques.

Les taux ont été calculés en supposant que les cas inclassables se distribuent de la même façon que les cas pour lesquels on connaît la profession du père. Ces cas inclassables rendent la validité des taux assez fragile, en particulier pour la mortalité endogène et exogène des non-Français. Remarquons toutefois que, dans l'ensemble, les résultats sont plausibles. Cela est surtout vrai pour les enfants d'origine française, dont les effectifs sont plus nombreux. Les taux augmentent, lorsqu'on passe de la catégorie I à la

catégorie IV. Pas avec la même intensité, cependant : ils augmentent assez peu pour la mortinatalité; ils doublent à peu près pour la mortalité endogène; et ils se multiplient par 2. 5 environ pour la mortalité exogène.

Etant donné la faible valeur des informations sur lesquelles reposent ces calculs, nous ne pousserons pas plus loin l'analyse. Retenons au moins une indication, qui sera d'ailleurs confirmée et amplifiée par l'analyse de la section suivante : la mortalité infantile varie beaucoup d'une classe à l'autre. Nous avons trouvé, ici, une variation de 1 à 2. 5 pour la mortalité exogène. Nous trouverons tout à l'heure une variation de 1 à 6 !

IV

ANALYSE DU ROLE DE DIVERS FACTEURS SOCIAUX

L'analyse qui va suivre repose sur des informations beaucoup plus sûres et complètes que celles dont nous nous sommes servi dans la section précédente. On a utilisé les naissances et les décès d'enfants légitimes survenus au cours des années 1950 à 1954 inclusivement. Chacun de ces événements fait l'objet d'une carte perforée sur laquelle la Division de la démographie de la cité de Montréal transcrit les renseignements de la déclaration originale. On y trouve en outre le numéro du "secteur de recensement" où habitent les parents de l'enfant concerné. On sait en effet que, pour les fins du recensement, Montréal est divisée en quelque 200 secteurs, pour chacun desquels on publie les renseignements recueillis à l'occasion des recensements : distribution de la population suivant l'âge, le sexe, la durée de la scolarité, la profession, l'origine ethnique; distribution des familles suivant le nombre d'enfants ; gain médian des salariés; loyers médians, etc.

Il est donc possible de calculer des taux de mortalité infantile pour chacun des secteurs et de relier cette mortalité à divers caractères sociaux pour lesquels le recensement fournit les renseignements dont nous venons de parler. En fait, nous avons préféré regrouper les 207 secteurs de la cité de Montréal en 39 régions, afin que les taux de mortalité soient basés sur un nombre d'événements suffisamment grand. En procédant à ce regroupement nous avons essayé de constituer des régions qui soient le plus homogènes

possible, à deux points de vue en particulier : le degré d'instruction et la composition de la population active masculine.

1. Les taux de mortalité par région

Dans le tableau 5, on trouvera, pour chacune de ces 39 régions et pour la période que nous avons choisie (1950-1954) : le nombre des naissances vivantes; le taux de mortinatalité; les taux de mortalité endogène et exogène calculés à l'aide de la méthode biométrique de Bourgeois-Pichat; enfin, le taux de mortalité exogène calculé d'après les déclarations de causes de décès. Ce dernier renseignement sera utilisé dans l'appendice. Les régions sont placées suivant l'ordre décroissant de la mortalité exogène biométrique.

Avant de relier ces taux aux caractères sociaux de ces régions, il y a lieu de faire quelques remarques sur les taux de mortalité eux-mêmes.

1. Pour l'ensemble des régions, le taux de mortalité infantile classique (somme des mortalités endogène et exogène) est de 36.9 o/oo. Les deux cinquièmes de cette mortalité représentent des décès exogènes (14.4 o/oo). Ce sont des décès facilement évitables et l'on peut constater que cette catégorie de décès est passablement réduite pour les régions les plus favorisées (les dernières sur le tableau).

2 - Les différences de mortalité entre régions sont considérables. Voici pour chaque catégorie de décès, les taux extrêmes constatés et le rapport qui existe entre le taux le plus faible et le taux le plus élevé [7]:

Mortalité	Taux maximum	Taux minimum	Maximum ÷ Minimum
Mortinatalité	31.7 o/oo (6)	8.3 o/oo (31-38)	3.8
Endogène biométrique	37.8 o/oo (2)	8.5 o/oo (31-35)	4.4
Exogène biométrique	33.8 o/oo (1)	5.4 o/oo (39)	6.3

Les différences relatives sont plus fortes pour la mortalité exogène que pour les autres catégories : la région la plus défavorisée a un taux six fois

[7] A cause du petit nombre de naissances de certaines régions, certains taux sont ceux de deux régions réunies. Le numéro des régions est indiqué entre parenthèses. Aucun de ces taux extrêmes n'est basé sur un nombre de naissances plus petit que 2000 environ.

TABLEAU 5

NOMBRE DE NAISSANCES VIVANTES; TAUX DE MORTINATALITE; TAUX DE MORTALITE ENDOGENE ET EXOGENE (METHODE BIOMETRIQUE); TAUX DE MORTALITE EXOGENE (METHODE DES CAUSES DE DECES). MONTREAL, 39 REGIONS, 1950-1954.
(Enfants légitimes seulement)

REGION	Nombre de naissances vivantes	TAUX DE MORTALITE: Nombre de décès pour 1000 naissances vivantes			
		Mortinatalité	Méthode biométrique		Exogène
			Endogène	Exogène	Causes de décès
1	2,294	28.3	32.4	33.8	25.7
2	1,973	24.3	37.8	31.1	25.4
3	2,711	18.1	23.4	21.2	14.8
4	1,894	25.3	23.2	21.1	15.8
5	4,260	23.2	26.3	21.1	14.6
6	2,082	31.7	36.9	19.8	14.9
7	2,340	11.5	9.7	19.8	13.7
8	3,538	22.0	28.4	19.1	13.6
9	2,587	27.8	23.5	17.8	12.8
10	1,905	21.5	20.6	17.7	10.5
11	2,041	24.0	28.9	17.2	11.8
12	3,291	22.2	26.4	17.1	14.0
13	2,162	18.0	24.1	16.2	9.2
14	5,286	22.7	24.0	16.1	11.9
15	3,243	19.4	24.3	15.0	10.2
16	3,465	19.3	30.2	14.8	11.2
17	3,219	19.6	22.2	14.8	9.6
18	2,265	22.5	18.4	14.3	8.8
19	4,234	23.4	20.6	14.1	8.5
20	3,113	21.8	21.6	14.0	10.0
21	2,365	25.4	22.1	13.8	9.7
22	1,565	16.6	22.9	13.6	10.9
23	5,009	24.8	22.1	13.5	9.6
24	7,616	18.4	26.1	13.4	9.4
25	4,742	19.8	21.5	13.4	8.9
26	2,650	11.7	12.5	13.2	8.7
27	1,532	13.7	26.1	13.0	12.4
28	2,555	23.9	26.5	12.7	9.4
29	4,913	19.3	20.9	12.5	10.0
30	5,119	20.3	24.1	12.4	10.4
31	1,171	9.4	9.5	11.8	5.1
32	4,475	12.3	21.0	11.2	8.3
33	2,678	24.3	25.1	9.3	7.5
34	2,065	19.4	29.2	9.1	8.2
35	971	13.4	7.5	9.0	7.2
36	3,763	12.5	13.6	7.6	5.3
37	4,594	13.3	12.3	6.0	2.6
38	1,119	7.1	12.3	5.6	3.6
39	5,583	12.0	13.8	5.4	4.1
Ensemble	122,388	19.9	22.5	14.4	10.3

plus élevé que la région la plus favorisée. La première (no 1) est caractérisée par une forte proportion de Canadiens français (93%), une forte fécondité, de mauvaises conditions de logement et un faible niveau d'instruction. Le contraire s'observe dans la région la plus favorisée. Quelle est la signification statistique de ces taux ? On pourrait considérer qu'ils proviennent d'un échantillon d'années et qu'ils sont affectés par des variations aléatoires. Disons, pour fixer les idées là-dessus, que l'écart-type de ces taux ne dépasse guère 4 o/oo pour les taux maximum et 2 o/oo pour les taux minimum.

3. Il y a une liaison entre les variations des trois types de mortalité : dans l'ensemble, les régions à forte mortalité exogène ont aussi une forte mortalité endogène et vice-versa. Mais la corrélation est loin d'être parfaite. Nous avons mesuré la corrélation entre les rangs de la mortalité endogène et de la mortinatalité; elle n'est pas très forte : 0.59. Etant donné la parenté biologique de ces deux catégories de décès, on se serait attendu à un indice plus élevé. Cependant, la mesure de la mortinatalité est sujette à certaines réserves. On sait qu'il s'agit de foetus de plus de 28 semaines. Or, la détermination de l'âge d'un foetus n'est pas facile et les erreurs entraînées par cette difficulté expliquent peut-être certains taux de mortinatalité inattendus, de même que la faible corrélation que nous venons de signaler.

La corrélation entre mortalité endogène et mortalité exogène est plus faible : 0.50. Il n'y a pas lieu de s'en étonner, étant donné la nature et les causes très différentes de ces deux catégories de mortalité.

2. Les caractères sociaux

On peut caractériser chacune des 39 régions de bien des façons, au point de vue social. A l'aide des informations publiées par le recensement de 1951 [8], pour les secteurs de recensement de Montréal, nous avons pu mesurer six caractéristiques qui nous paraissent intéressantes pour l'explication des variations de la mortalité. Voici les caractères sociaux que nous avons retenus et la façon dont nous les avons mesurés :

a) Dimension des familles : proportion des familles de cinq enfants et plus.

---

[8] Bureau Fédéral de la Statistique, Neuvième recensement du Canada, 1951 : Caractéristiques de la population et du logement par secteur de recensement, Montréal, Bulletin CT-3, Ottawa, Imprimeur de la Reine, 1953.

TABLEAU 6

VALEUR DES CARACTERES SOCIAUX POUR LES 39 REGIONS DE MONTREAL, 1951

REGIONS	Indice scolarité	Indice logement	Canadiens français %	Travailleurs manuels %	Familles nombreuses %	Gain médian
1	+ 11.87	44	92.79	65.93	7.54	2075
2	+ 23.74	40	72.59	65.75	6.09	1811
3	+ 15.88	34	55.69	63.69	5.44	2099
4	- 0.07	26	85.33	53.12	4.94	2412
5	+ 15.25	46	90.66	72.68	9.24	2128
6	+ 11.52	41	93.52	63.60	5.30	2053
7	+ 2.66	22	27.13	46.64	2.67	2370
8	+ 3.68	32	88.02	62.64	8.54	2322
9	+ 7.89	35	94.65	70.86	8.21	2242
10	+ 13.16	49	65.05	69.80	9.59	2090
11	+ 1.72	32	94.62	54.27	5.34	2195
12	+ 6.25	35	90.51	63.26	6.12	2261
13	- 1.80	26	71.94	60.49	6.32	2417
14	+ 11.36	48	78.53	68.51	9.38	2076
15	+ 1.36	26	71.61	65.38	6.42	2427
16	+ 10.73	28	78.08	63.35	6.90	2181
17	+ 0.97	27	88.57	56.34	5.97	2375
18	- 2.38	25	93.43	51.32	4.63	2352
19	+ 4.33	31	55.31	65.58	6.74	2394
20	+ 6.09	32	61.36	61.94	6.90	2268
21	+ 2.45	29	86.26	56.24	6.10	2286
22	- 6.24	20	38.60	38.48	1.14	2145
23	+ 4.77	29	79.74	65.38	10.41	2408
24	- 2.50	21	84.71	48.50	8.39	2562
25	- 0.42	19	73.74	54.06	4.90	2563
26	- 1.74	15	26.55	46.79	2.01	2545
27	+ 6.01	31	55.96	58.15	2.66	1984
28	+ 10.40	34	78.61	70.96	7.89	2295
29	- 0.79	22	76.55	56.75	7.15	2531
30	+ 6.57	25	58.33	59.70	5.61	2344
31	+ 4.02	24	15.76	48.23	1.67	2293
32	- 0.85	21	86.22	49.99	5.89	2550
33	+ 1.22	24	82.23	52.62	6.33	2438
34	- 3.02	27	90.91	48.81	3.41	2287
35	- 10.94	14	19.29	32.77	1.94	2913
36	- 17.95	10	24.94	22.75	1.519	2748
37	- 19.73	8	21.68	14.93	1.55	3953
38	- 31.78	5	21.77	7.91	0.61	5077
39	- 14.43	7	19.51	17.99	0.75	3520

b) Proportion des personnes d'origine française.

c) Indice des conditions de logement. Cet indice est basé sur trois caractères : loyer médian; proportion des logements habités par deux familles ou plus; proportion des logements n'ayant ni baignoire ni douche. Pour chacun de ces caractères, chaque région a été affectée d'un indice variant de 1 à 20 environ, cet indice étant d'autant plus élevé que la situation est plus défavorable. L'indice global est la somme des trois indices particuliers.

d) Niveau économique : gain médian des chefs de famille salariés.

e) Indice de scolarité : proportion, parmi la population ne fréquentant pas l'école au moment du recensement, des personnes qui l'avaient fréquentée moins de cinq ans, moins la proportion de celles qui l'ont fréquentée treize ans ou plus.

f) Structure professionnelle : proportion, parmi la population active masculine, de ceux qui ont une profession manuelle.

La valeur de ces caractéristiques, pour chacune des 39 régions, est reproduite au tableau 6.

3. Modèle d'analyse

On cherche à déceler des relations entre la mortalité exogène ou endogène d'une part et les six caractères sociaux dont nous venons de parler, d'autre part. L'analyse de ces relations a été faite sous la direction du professeur Jacques Saint-Pierre, directeur du Centre de Statistique de l'Université de Montréal, qui a bien voulu y consacrer un temps appréciable et beaucoup d'ingéniosité [9]. Le modèle d'analyse est classique : il s'agit de l'estimation d'une fonction de régression qui relie un type de mortalité donné (endogène ou exogène) aux facteurs sociaux que nous avons retenus. L'équation modèle peut s'exprimer ainsi :

$$Y = b_o + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \ldots\ldots + b_n X_n,$$

où Y représente le taux de mortalité; les X, la valeur de chaque caractéris-

[9] Le professeur Saint-Pierre se propose de rédiger une note sur les aspects méthodologiques de ce schéma d'analyse. Cette note devrait paraître dans l'une des prochaines livraisons de cette revue.

tique sociale (variables indépendantes); et les b, les coefficients de régression, c'est-à-dire les valeurs qui relient le taux de mortalité aux variables indépendantes.

Dans son analyse, le professeur Saint-Pierre a ajouté trois autres variables indépendantes aux six que nous avons énumérées, en transformant ou en combinant quelques-unes d'entre elles. Ce sont : l'indice de scolarité au carré; le pourcentage des travailleurs manuels au carré; un indice d'interaction entre revenu médian et proportion de travailleurs manuels.

L'analyse des variations de la mortalité exogène et celle des variations de la mortalité endogène sont faites séparément. Pour chacune, divers modèles ont été essayés; ils diffèrent les uns des autres par le jeu des variables indépendantes qui ont été retenues. Pour la mortalité exogène, par exemple, six modèles ont été essayés. Chacun comporte un nombre de variables indépendantes variant entre cinq et huit.

Les équations de régression, dont nous avons donné l'expression générale plus haut, ne constituent peut-être pas l'aspect le plus intéressant des résultats de l'analyse. Dans ce type d'équation, chaque coefficient b exprime dans quelle mesure une valeur quelconque d'un facteur social donné affecte la mortalité, compte tenu de l'influence des autres facteurs pris en considération dans le modèle. Cependant, le problème reste de savoir quelle est la signification statistique de tel coefficient de régression : étant donné que nous n'avons que 39 régions, il se pourrait qu'un coefficient, même élevé, soit dû au hasard. En pratique, le problème peut se ramener à la question suivante : une certaine valeur — disons positive — ayant été trouvée pour un coefficient de régression, quelle probabilité existe-t-il qu'en réalité, le coefficient soit négatif ? Si la probabilité n'est pas négligeable, il va de soi que le coefficient trouvé n'a pas beaucoup de signification. Techniquement, ce problème se traite à l'aide des valeurs t du test de Student [10].

Ce type d'analyse permet aussi de dégager une autre valeur intéressante : le pourcentage de la variabilité expliquée. On cherche en effet à expliquer pourquoi la mortalité varie d'une région à l'autre. Pour y arriver, on

---

[10] La valeur t est obtenue en divisant la valeur du coefficient de régression par l'écart-type de celui-ci. La valeur t, combinée au nombre de degrés de liberté, permet de savoir quelle probabilité existe de trouver un coefficient de régression de signe contraire. Si cette probabilité est suffisamment forte, on dira que le coefficient de régression n'est pas significatif. Plus généralement, on dit que le coefficient de régression est significatif au niveau de tel pourcentage. "Significatif à 10%", par exemple, veut dire qu'il existe une probabilité de 10% de trouver un coefficient de régression de signe contraire.

fait intervenir plusieurs facteurs (ici, six facteurs, combinés de diverses façons). Mais il est bien entendu que les facteurs pris en considération n'expliquent pas tout. Il est donc intéressant de se demander quelle fraction des variations de la mortalité est "expliquée" par les facteurs retenus dans chaque modèle. C'est à cette question que répond le pourcentage de variabilité expliquée, qui n'est autre chose que la racine carrée du coefficient de corrélation multiple.

Voilà les outils d'analyse. Voyons les résultats que donne leur application, d'abord pour la mortalité exogène, ensuite pour la mortalité endogène.

4. Analyse des facteurs de la mortalité exogène

Six modèles ont été essayés. Chacun se caractérise par une combinaison particulière de cinq à huit variables indépendantes, choisies parmi les neuf suivantes :

1. Indice d'instruction.
2. Indice de logement.
3. Pourcentage de Français.
4. Pourcentage de travailleurs manuels.
5. Pourcentage de familles nombreuses.
6. Salaire médian.
7. Indice d'instruction élevé au carré.
8. Pourcentage de travailleurs manuels élevé au carré.
9. Indice d'interaction entre les facteurs 4 et 6.

Le tableau 7 donne deux types de résultats pour chacun des six modèles adoptés : les neuf premières colonnes servent à représenter la valeur de t pour chaque coefficient de régression. Ces valeurs servent à déterminer la "signification" des coefficients de régression (qui n'apparaissent pas dans le tableau). On peut du même coup savoir quelles sont les variables indépendantes qui caractérisent chaque modèle. Lorsqu'une valeur de t est soulignée d'un double trait, cela signifie que le coefficient de régression est significatif à 5%; c'est-à-dire que l'influence du facteur concerné est à peu près certaine, compte tenu des autres facteurs du modèle. Lorsqu'une valeur de t est soulignée d'un trait simple, le coefficient est significatif à 10%; la probabilité de son influence est donc moindre, puisqu'on a alors 10% de chances de se tromper en disant que le facteur concerné a une influence [11]. Enfin, lorsque les valeurs ne sont pas soulignées, la signification du coefficient de régression correspondant est encore plus incertaine. La dernière colonne du tableau donne le pourcentage de variabilité expliquée par chaque modèle. Ces pourcentages représentent donc la valeur de chaque modèle.

[11] On aura compris que plus le pourcentage est élevé, plus fragile est la signification du coefficient de régression du facteur conserné.

TABLEAU 7

VALEURS DE t POUR CHAQUE COEFFICIENT DE REGRESSION ET POURCENTAGE DE VARIABILITE EXPLIQUEE PAR CHACUN DES SIX MODELES

MODELE	Variables indépendantes retenues									Pourcentage de variabilité expliquée
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
I	2.18	1.40	1.22	0.82	0.63	0.44				60%
II	1.18	1.03	0.74	1.06	0.29	0.11	1.85	1.21		64%
III	1.51	1.59		1.71			2.15	1.91		64%
IV	1.38			1.06		0.80	1.96	0.99		62%
V	1.07		1.17	1.03			1.98	1.27		62%
VI	0.67			0.22		0.78	1.01		0.13	60%

Remarque : Valeurs soulignées : trait simple : significatif à 10%;
trait double : significatif à 5%.

Rappelons que les variables 7 et 8 sont, respectivement, les variables 1 (instruction) et 4 (pourcentage de manuels) élevées au carré et que la variable 9 est le résultat d'une combinaison des variables 4 et 6 (salaire médian).

Le modèle 1 est celui qui se présente le plus naturellement : il fait intervenir les six variables fondamentales sans les modifier. Mais il n'est pas le meilleur modèle : il n'explique que 60% de la variabilité et ne comporte qu'un coefficient de régression (celui de l'instruction) qui ait une signification appréciable (5%). Le modèle II ajoute deux variables; il explique davantage (64%) mais ne comporte qu'un coefficient significatif (à 10%): l'indice d'instruction élevé au carré. Le modèle suivant est probablement le meilleur : le pourcentage de variabilité expliquée est aussi fort que dans le modèle précédent, mais il compte trois coefficients sur cinq qui sont significatifs : manuels (10%); manuels au carré (10%) et instruction au carré (5%). Nous laissons au lecteur le soin d'examiner les autres modèles, qui paraissent moins bons. Notons que, dans l'ensemble des six modèles, c'est l'instruction (variables 1 ou 7) qui présente le plus souvent des valeurs de t

significatives. C'est un premier indice du rôle prépondérant de l'instruction dans l'explication de la mortalité exogène. C'est l'indice d'instruction élevé au carré qui semble le plus significatif, ce qui accentue encore la sensibilité de la mortalité exogène à ce facteur. Le facteur qui vient en second lieu est le pourcentage de manuels dans la population active masculine [12].

Le modèle III semblant être le meilleur, voyons comment se présente la fonction de régression qui le caractérise. On a :

$$Y = -7.571 + 0.1875X_1 + 0.01375X_2 + 0.6888X_3 - 0.00725X_4 + 0.230X_5,$$

où les symboles représentent les phénomènes suivants :

- X : mortalité infantile exogène;
- X_1 : indice d'instruction (cet indice est d'autant plus élevé que l'instruction est plus faible);
- X_2 : indice d'instruction au carré;
- X_3 : pourcentage de travailleurs manuels;
- X_4 : pourcentage de travailleurs manuels élevé au carré;
- X_5 : indice de logement (d'autant plus élevé que les conditions de logement sont moins bonnes).

La valeur absolue des coefficients de régression n'a pas de signification en elle-même : l'amplitude des variations de mortalité que peut commander un facteur dépend aussi des variations possibles de l'indice qui mesure ce facteur. Voyons donc, en tenant compte des variations du facteur lui-même et du coefficient de variation, l'ampleur des variations de mortalité dont chacun des trois phénomènes sociaux qui entrent ici en jeu peut être responsable. L'indice de scolarité que nous avons élaboré varie, d'une région à l'autre, entre -32 et +23. Pour une valeur donnée des deux autres phénomènes (proportion des manuels et conditions de logement), la mortalité exogène subirait une augmentation de 32.4 o/oo si l'on passait du plus fort

---

[12] On pourrait aussi faire remarquer l'instabilité des valeurs t pour une variable donnée, lorsqu'on passe d'un modèle à l'autre. Cela est dû à un fort degré d'interdépendance entre les variables. Si l'on en laisse tomber une, les autres "assument", si l'on peut dire, l'influence qu'elle avait. Si, au contraire, on prend deux fois un même caractère, dans le même modèle (par exemple, en élevant l'indice d'instruction au carré), l'influence de ce caractère se trouve partagée entre les deux variables qui le représentent.

niveau d'instruction au plus faible. Le pourcentage de manuels varie entre 8 et 73%. Le passage de la première valeur à la deuxième entraîne une augmentation de mortalité de 6.6 o/oo seulement. Quant au dernier facteur social, le logement, notre indice prend des valeurs comprises entre 5 et 49. Cette différence entraîne une différence de mortalité de 10.1 o/oo.

L'instruction ressort donc encore une fois comme facteur le plus important. Non seulement son action est plus certaine que l'action des autres facteurs (ce qui découlait des valeurs de t étudiées plus haut), mais son influence est beaucoup plus importante.

Bien sûr, cela ne veut pas dire que le fait d'être resté plus longtemps à l'école pour apprendre les mathématiques, l'histoire ou la géographie, rend, de façon directe, plus apte à prendre soin de ses enfants. C'est indirectement que l'instruction joue : par le souci de se renseigner qu'elle développe; par l'entraînement à des attitudes rationnelles; ou encore, peut-être, par un désir plus ou moins conscient de se dépasser constamment, désir accompagné d'une plus grande réceptivité à l'égard de certains principes de puériculture récemment diffusés. On pourrait faire des remarques analogues à propos du rôle que peut jouer la profession du père, bien que, dans ce cas, le cheminement paraisse moins clair.

Dans le modèle III, sur lequel nous nous sommes attardé, trois caractéristiques sociales seulement apparaissent. Qu'advient-il des trois autres ? Est-ce à dire qu'elles ne jouent aucun rôle ? Probablement pas. Mais leur influence semble moins importante, du moins lorsqu'on mesure ces caractères avec les indices que nous avons adoptés. Le faible rôle du revenu a déjà été démontré par Alfred Sauvy [13]. La dimension des familles, elle, joue certainement un rôle; mais la mesure que nous avons utilisée pour en tenir compte (pourcentage des familles ayant cinq enfants et plus) est probablement un mauvais indice. Nous avons mesuré la mortalité exogène suivant le rang de naissance des enfants : pour les enfants d'origine française dont le père était ouvrier non qualifié, le taux de mortalité exogène, en 1950, augmente de 17 o/oo à 28 o/oo lorsqu'on passe des enfants de rang 1 à ceux de rang 4 à 6.

Quant au facteur ethnique, les valeurs de t qu'on peut lire au tableau 7 laissent entendre que ce facteur n'est pas négligeable.

---

[13] Voir Théorie générale..., op. cit., vol. II, chap. V.

Cependant, un autre problème demeure : aucun des six modèles du tableau 7 n'explique plus de 64% de la variabilité de la mortalité exogène. Qu'est-ce qui explique les 36% qui restent ? Il n'est pas facile de répondre à cela. Les facteurs que nous avons retenus ne sont certainement pas les seuls qu'on puisse imaginer. Comme ils sont tirés du recensement, ils sont limités aux caractères sociaux mesurables. On peut penser que certaines conditions culturelles ou psychologiques plus difficilement tangibles jouent un rôle important. D'autres facteurs, mesurables ceux-là, mais sur lesquels on ne dispose pas d'information qui puisse être intégrée à notre schéma d'analyse, pourraient aussi jouer un rôle important. Nous pensons, en particulier, à l'équipement médico-social, c'est-à-dire aux services médicaux organisés par la cité de Montréal (cliniques, visites d'infirmières à domicile). Ces services ne sont peut-être pas également utilisés ou utilisables par toutes les mères. Une enquête faite en France a montré l'importance de ces services dans la lutte contre la mortalité infantile [14].

5. Analyse des facteurs de la mortalité endogène

Le même schéma d'analyse a été appliqué à la mortalité endogène. On verra que les facteurs dominants ne sont pas du tout les mêmes. Résultat plus étonnant encore : les caractères sociaux — du moins ceux que nous avons retenus — expliquent davantage la mortalité endogène que la mortalité exogène, alors qu'on se serait attendu au contraire. Le tableau 8 indique les valeurs de t pour chacun des facteurs, ainsi que le pourcentage de variabilité expliquée. Il s'agit des mêmes facteurs que précédemment, à l'exception du facteur 9 qui a été éliminé. Quatre modèles ont été essayés.

On remarque d'abord que beaucoup de coefficients de régression ont une valeur hautement significative : c'est le cas pour le pourcentage de Français et le gain médian, dans tous les modèles; pour les conditions de logement, le pourcentage de manuels et le même facteur au carré, dans tous les modèles sauf un. Le facteur instruction, qui était le plus significatif dans le cas de la mortalité exogène, ne l'est que très peu ici et c'est le pourcentage de Français qui domine au point de vue de la certitude de son influence.

Dans tous les modèles, le pourcentage de variabilité expliquée est très élevé, beaucoup plus que pour la mortalité exogène.

---

[14] Alain GIRARD, Louis HENRY et Roland NISTRI, Facteurs sociaux et culturels de la mortalité infantile, Paris, Institut national d'études démographiques et Presses Universitaires de France, 1960.

TABLEAU 8

VALEURS DE t POUR CHAQUE COEFFICIENT DE REGRESSION
ET POURCENTAGE DE VARIABILITE EXPLIQUEE
PAR CHACUN DES QUATRE MODELES

Modèle	Variables indépendantes retenues								Pourcentage de variabilité expliquée
	Instruction	Logement	Français %	Manuels %	Familles nombreuses %	Gain médian	Instruction au carré	Manuels % au carré	
I	0.272	2.150	6.475	1.971	0.253	2.963	0.746	1.960	83%
II		1.294	7.587	3.887		3.645	1.547	3.056	83%
III		2.287	7.296	4.454		5.183		4.027	82%
IV			6.523	3.619		4.799		3.237	79%

Remarque : Valeurs soulignées : trait simple : significatif à 10%;
trait double : significatif à 5%.

Le choix entre les modèles est difficile. Nous avons préféré celui qui retient le plus de facteurs exclusivement significatifs, le modèle III. L'équation de régression est la suivante :

$$Y = -6.122 - 0.3618X_1 + 0.2196X_2 - 1.1305X_3 + 11.7086X_4 + 0.01136X_5,$$

où :

Y est le taux de mortalité infantile endogène;

X_1 est l'indice de logement;

X_2 est le pourcentage de Français;

X_3 est le pourcentage de travailleurs manuels;

X_4 est l'inverse du gain médian multiplié par 10,000;

X_5 est le pourcentage de manuels au carré.

Le pourcentage de manuels étant répété sous deux formes différentes (X_3 et X_5), nous avons quatre caractères sociaux. Voici l'ampleur des variations de mortalité que chacun de ces facteurs peut entraîner, lorsqu'on fait passer la valeur de chaque facteur du minimum au maximum observés :

logement : 15.9 o/oo ;

pourcentage de Français : 16.5 o/oo ;

pourcentage de travailleurs manuels : 13.7 o/oo ;

gain médian : 41.5 o/oo.

Ces résultats ne sont pas sans présenter quelques difficultés d'interprétation. L'équation de régression signifie que la mortalité endogène est d'autant plus forte que : a) les conditions de logement sont bonnes; b) le pourcentage de Français est élevé; c) le gain médian est faible; d) le pourcentage de travailleurs manuels est faible. Le sens de l'influence des facteurs a) et d) est pour le moins étonnant. Une interprétation plausible nous paraît être la suivante : les facteurs logement, gain et pourcentage de manuels se corrigent mutuellement. Entre une situation où ces trois facteurs sont le plus défavorables et une autre où ils sont le plus favorables, la mortalité subirait une diminution de 12.0 o/oo environ. Comparée à cette action combinée des trois facteurs sociaux, l'influence de la proportion des Français est importante.

Le rôle nettement dominant du gain médian est également étonnant. Cet indice traduit peut-être, en fait, autre chose que le niveau de vie. A un faible niveau de vie sont peut-être associées, par exemple, des conditions de grossesse défavorables et une faible surveillance médicale.

CONCLUSION

Cette étude ne peut prétendre expliquer les causes de la mortalité infantile. L'analyse statistique a ses avantages, mais elle ne remplace pas l'observation directe et suivie des cas individuels. Les informations dont nous disposons et le type d'analyse que nous avons adopté ne permettent pas de franchir une certaine limite. Nous ne pouvons pas savoir par quel mécanisme

psychologique ou économique les familles échouent plus ou moins dans l'une de leurs tâches les plus essentielles : maintenir leurs enfants en vie. Nous ne pouvons pas savoir, non plus, quelles peuvent être les déficiences les plus graves au point de vue des connaissances des parents en matière de pédiatrie et d'hygiène.

Mais un fait certain est bien établi : la très grande inégalité des enfants devant la mort, suivant les conditions sociales du milieu où ils naissent. Rappelons que la mortalité exogène est six fois plus forte dans les régions défavorisées que dans les régions favorisées. Sans doute peut-on admettre que toutes les classes sociales n'aient pas le même confort matériel. Mais il nous paraît difficile d'admettre que, devant la vie et la mort, les enfants appartenant à diverses classes sociales soient aussi inégalement partagés.

Avant de terminer, rappelons deux questions importantes auxquelles cette étude n'a pu apporter de réponse. Quelle influence pourrait avoir l'équipement médico-social sur la mortalité exogène en particulier ? Qu'est-ce qui peut expliquer la "prédisposition" des enfants d'origine française à la mortalité endogène ?

Si les adultes sont, dans une certaine mesure, responsables de leur survie, l'enfant, lui, est à la merci des soins qu'il reçoit dans sa famille et des dispositions prises par la société pour le protéger contre la mort. Il nous semble que la population de Montréal — de même que celle de l'ensemble du Canada — ne bénéficie pas de l'éducation et de l'équipement social qui qui correspondraient à son niveau de vie.

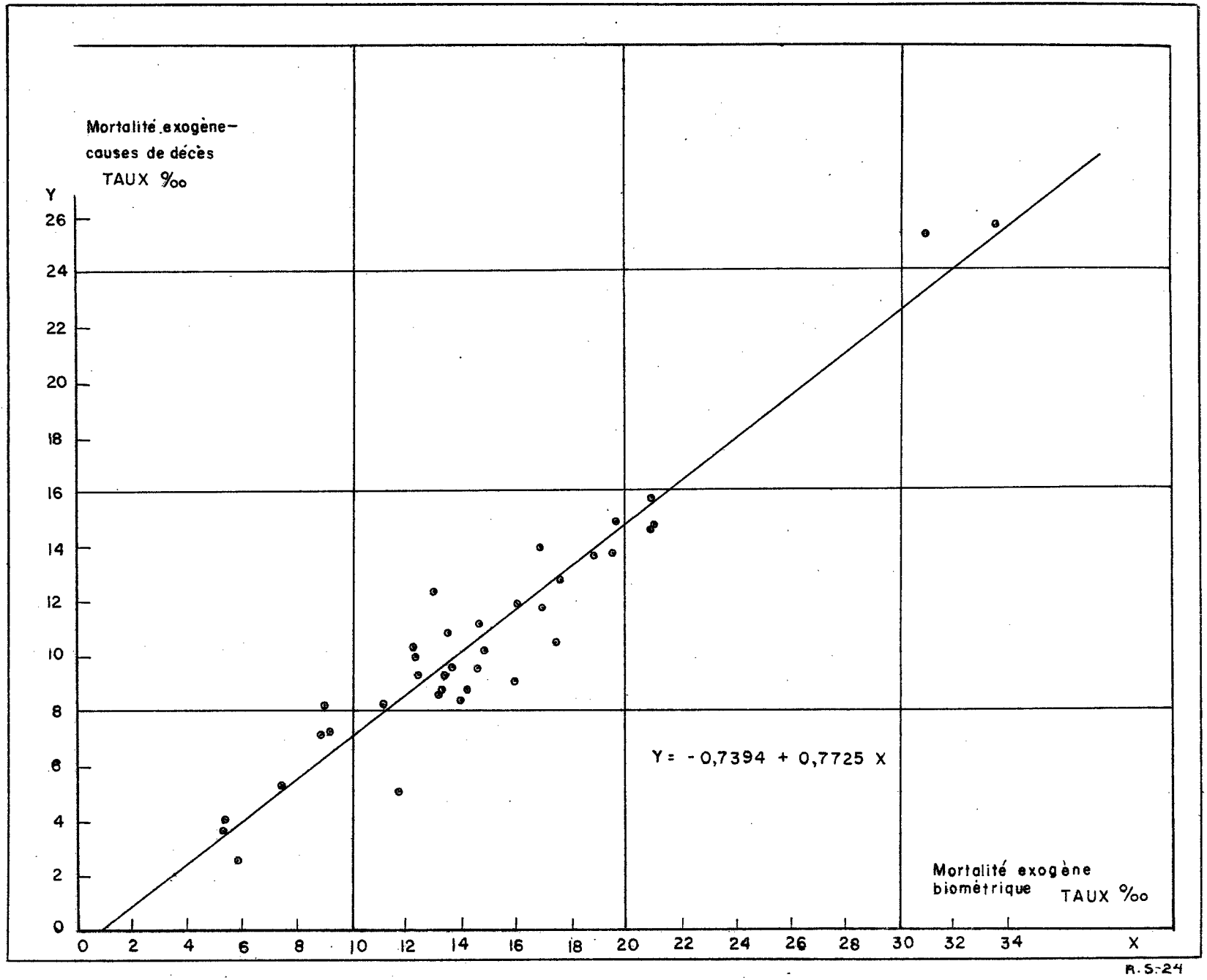
Jacques HENRIPIN

Département des Sciences économiques,
Université de Montréal.

APPENDICE

Le graphique 3 (page 34) permet de comparer les résultats des deux méthodes pour mesurer la mortalité exogène : celle des causes de décès (en ordonnée) et la méthode biométrique de Bourgeois-Pichat (en abscisse). Les données sont tirées des deux dernières colonnes du tableau 5 et chaque point représente l'une des trente-neuf régions de Montréal. On constate que la droite des moindres carrés qui relie les deux types de mesure a une pente de 0.77. C'est-à-dire que, dans l'ensemble, la mortalité exogène mesurée par les causes de décès est proportionnelle à la mortalité exogène biométrique. En d'autres termes, quel que soit le niveau de la mortalité exogène, la méthode des causes de décès attribue à des causes endogènes une fraction constante de la mortalité exogène biométrique : 23% en moyenne. Bourgeois-Pichat a déjà observé le même phénomène et il voit là une indication de la supériorité de la méthode biométrique.

En effet, les décès que représente ce 23% et qui sont classés comme endogènes ou exogènes suivant la méthode adoptée, se trouvent à varier exactement de la même façon que la mortalité exogène, puisqu'ils représentent une fraction constante de celle-ci. Qu'est-ce à dire, sinon qu'ils sont, en fait, des décès exogènes ? Signalons que l'auteur de la méthode biométrique a déjà apporté une autre preuve pour la justifier. On pourra, sur ce point, se reporter à son article paru dans le Bulletin démographique des Nations-Unies.



GRAPHIQUE 3. Relation entre la mortalité exogène biométrique (X) et la mortalité exogène calculée sur la base de la statistique des causes de décès (Y), Montréal, 39 régions.