

Recherches sociographiques



Les inégalités sociales de mortalité au Québec

André Billette

Volume 18, Number 3, 1977

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/055764ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/055764ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Département de sociologie, Faculté des sciences sociales, Université Laval

ISSN

0034-1282 (print)

1705-6225 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Billette, A. (1977). Les inégalités sociales de mortalité au Québec. *Recherches sociographiques*, 18(3), 415–430. <https://doi.org/10.7202/055764ar>

Article abstract

Cette recherche sur le Québec a été entreprise en vue de considérer la classe sociale, et spécialement la classe inférieure, comme facteur de risque pour certaines causes sélectionnées de décès. La classe sociale se dégage d'une classification des occupations selon l'échelle Blisshen et McRoberts. À partir d'un échantillon de Québécois décédés entre vingt-cinq et soixante-quatre ans en 1974, il résulte de cette première exploration que le risque relatif tend à augmenter dans la mesure où la classe sociale s'abaisse, et cela pour l'ensemble des causes de décès, plus spécialement pour la bronchite, les accidents, la pneumonie, la cirrhose du foie et le cancer de l'estomac. Par contre, une telle tendance n'existe pas pour les maladies cérébro-vasculaires et ischémiques du cœur, pour le cancer du poumon ainsi que pour l'ulcère gastro-duodéal. Il résulte en second lieu que le risque relatif de la classe inférieure est beaucoup plus élevé que celui des autres classes, pour les causes de décès où une tendance s'était déjà manifestée. À moins donc de politiques pour remédier aux inégalités sociales, le cercle vicieux pauvreté/maladie risque d'être là encore pour un certain temps.

LES INÉGALITÉS SOCIALES DE MORTALITÉ AU QUÉBEC*

Cette recherche sur le Québec a été entreprise en vue de considérer la classe sociale, et spécialement la classe inférieure, comme facteur de risque pour certaines causes sélectionnées de décès. La classe sociale se dégage d'une classification des occupations selon l'échelle Blishen et McRoberts. À partir d'un échantillon de Québécois décédés entre vingt-cinq et soixante-quatre ans en 1974, il résulte de cette première exploration que le risque relatif tend à augmenter dans la mesure où la classe sociale s'abaisse, et cela pour l'ensemble des causes de décès, plus spécialement pour la bronchite, les accidents, la pneumonie, la cirrhose du foie et le cancer de l'estomac. Par contre, une telle tendance n'existe pas pour les maladies cérébro-vasculaires et ischémiques du cœur, pour le cancer du poumon ainsi que pour l'ulcère gastro-duodéal. Il résulte en second lieu que le risque relatif de la classe inférieure est beaucoup plus élevé que celui des autres classes, pour les causes de décès où une tendance s'était déjà manifestée. À moins donc de politiques pour remédier aux inégalités sociales, le cercle vicieux pauvreté/maladie risque d'être là encore pour un certain temps.

Depuis des siècles, pauvreté et maladie ont été liées. Cette relation a été interprétée de façon réversible; ou bien dans le sens d'une sélection continue de ceux qui étaient génétiquement forts et en bonne santé, vers les classes sociales supérieures (par conséquent, des faibles vers les classes inférieures) ou bien dans le sens inverse où le mauvais état de santé était lui-même déterminé par les mauvaises conditions de travail et de vie des classes inférieures.

Quoiqu'il en soit de cette interversion de cause et d'effet entre darwiniens ou marxistes, il ne s'agit toujours que d'interprétation. La question préliminaire à toute interprétation est une question de fait : cette sorte de cercle vicieux entre pauvreté et maladie traditionnellement dénoncée dans les sociétés d'hier existe-t-elle encore dans les sociétés d'aujourd'hui ? C'est

* L'idée de transposer dans le domaine de la mortalité la méthode épidémiologique utilisée dans ce texte vient de G. B. Hill. Je tiens à le remercier.

à cette question purement empirique que la présente recherche se confine. Certains auteurs prétendent que ce cercle vicieux a été virtuellement éliminé;¹ d'autres auteurs prétendent au contraire qu'il demeure.² Une revue de la littérature a été faite récemment.³ En résumé, les études nationales anglaises,⁴ françaises,⁵ américaines⁶ et canadiennes,⁷ montrent aujourd'hui des inégalités de santé selon les classes sociales, notables surtout pour la classe inférieure, et cela malgré les progrès accomplis.

Trois remarques s'imposent sur ces études : premièrement, ces données ne traduisent peut-être pas encore les apports de l'évolution récente de la médecine et des systèmes universels de soins même si le régime anglais, pour sa part, date de 1949. Deuxièmement, l'indice de mortalité a été privilégié pour mesurer la santé, non pas parce qu'il est la mesure de santé la plus adéquate, mais parce qu'en attendant la mise au point de mesures de santé fondées sur la morbidité ou mieux encore sur des indices positifs de santé, il présente des données uniformes et disponibles.⁸ Enfin, ce type d'étude n'existe pas sur le Québec comme tel.⁹ C'est en vue de combler

1. C. KADUSHIN, « Social Class and the Experience of Ill Health », *Sociological Inquiry*, 24, 1964 : pp.87-90.

2. A. ANTONOVSKY, « Social Class and Illness : A Reconsideration », *Sociological Inquiry*, 37, 1967 : pp. 311-322.

3. A. BILLETTE, « Santé, classes sociales et politiques redistributives », *Sociologie et sociétés*, IX, 1, 1977 : pp. 76-92.

4. The Registrar General Office, *Decennial Supplement, England and Wales, 1961, Occupational Mortality Tables*, London, 1971; The Department of Health and Social Security, *Prevention and Health, everybody's business*, London, 1976 : pp. 51-53.

5. M. BRICHLER, « Classification of the Population by Social and Economic Characteristics », *Journal of Royal Statistical Society*, Ser. A, 121, 1957 : pp. 161ss; M. FEBVAY et L. AUBENQUE, « La mortalité par catégorie socio-professionnelle », *Études statistiques*, supplément trimestriel du *Bulletin mensuel de statistique*, juillet-septembre 1957 : pp. 39ss; G. DESPLANQUES, « À 35 ans, les instituteurs ont encore 41 ans à vivre, les manœuvres 35 ans seulement », *Économie et statistiques*, 49, octobre 1973; P. A. MERCIER, *Les inégalités en France*, Paris, CREDOC, 1974 : pp. 13-41

6. L. GURALNICK, « Mortality by occupation level and cause of death among men 20 to 64 years of age : United States, 1950 », *Vital Statistics — Special Reports 1953*, National Vital Statistics Division, 1963 : pp. 439-612; E. KITAGAWA et P. HAUSER, *Differential Mortality in the United States*, Cambridge (Mass.), Harvard University Press, 1973.

7. A. BILLETTE et G. B. HILL, *Inégalités sociales de mortalité au Canada*, (rapport de recherche), Ottawa, Ministère de la santé et du bien-être social, Planification à long terme (santé), juin 1977.

8. C. I. CHIANG et R. D. COHEN, « How to measure Health », *International Journal of Epidemiology*, 7, 1973 : p. 7; G. B. HILL, *Population needs for Health Services, Staff Working Papers*, Ottawa, Ministère de la santé et du bien-être social, Planification à long terme (santé), 1976, 13p.

9. Il existe cependant des études importantes de mortalité au Québec qui, sans se référer aux classes sociales, ont une signification sociale. Voir en particulier : L. GUYON-BOURBONNAIS, J.-M. BERNARD et M. BLANCHET, *La géographie de la mortalité au Québec, 1969-1972*, Québec, MAS, Service des études épidémiologiques, décembre 1975; J. HENRIPIN, « L'inégalité sociale devant la mort : la mortinatalité et la mortalité infantile à Montréal », *Recherches sociographiques*, II, 1, janvier 1961 : pp. 3-34; L. LOSLIER, *La mortalité dans les*

cette lacune que nous avons pris l'initiative de faire une analyse secondaire des données québécoises recueillies par Billette et Hill dans leur recherche canadienne. Ces derniers en effet avaient établi leur étude sur un échantillon canadien de 4 530 dossiers complets dont 1 148 étaient du Québec. Ce sont ces données québécoises qui permettront de répondre à la question empirique que nous avons posée plus haut.

Selon les recherches antérieures, plus la classe sociale est élevée, moins est élevé l'indice de mortalité. Cela étant, une première hypothèse pour le Québec est celle d'une *tendance inversée* entre l'échelle des classes sociales et l'indice de mortalité. À regarder de plus près, Antonovsky¹⁰ et Kitagawa et Hauser¹¹ démontrent que les écarts de mortalité ont diminué ou sont presque disparus entre les classes moyennes et supérieures, mais que la classe inférieure a maintenu ses écarts sans réduction notable. En ce sens, la seconde hypothèse pour le Québec est celle d'un *écart* entre la classe inférieure et l'ensemble des autres classes. En somme, il s'agirait de savoir pour quelles causes spécifiques de décès ces deux hypothèses se vérifient. La première section est consacrée à rappeler la méthode élaborée par Billette et Hill et qui essentiellement consiste à transposer dans le domaine de la mortalité une méthode utilisée jusqu'ici par les épidémiologistes dans le domaine de la morbidité. La seconde section dégagera les résultats, leur brève discussion et leurs retombées politiques.

A) Méthodologie

Nous avons dû écarter les deux méthodes les plus usuelles de calcul de la mortalité en raison des difficultés que présente leur application. La méthode en effet la plus classique d'étudier la mortalité pour une classe sociale particulière consiste, moyennant un ajustement selon l'âge, à établir le taux de cette classe exprimé comme pourcentage du taux moyen de l'ensemble des classes (*standardised mortality ratio* ou S.M.R.). On obtient essentiellement ces deux taux en divisant respectivement les nombres de décès par les nombres de vivants, pour la même année. Mais cette procédure suppose le recours à deux sources distinctes d'information : les nombres de décès viennent des certificats de décès et les nombres de vivants viennent du recensement. Au Québec comme au Canada, cette méthode est inapplicable pour deux raisons. Tout d'abord, la distribution des décès par classe

aires sociales de la région métropolitaine de Montréal, Québec, MAS, Service des études épidémiologiques, décembre 1976; Y. PÉRON, *L'évolution de la mortalité au Québec*, Montréal, PUM, (à paraître); L. ROY, *La mortalité selon la cause de décès et l'origine ethnique au Québec, 1951, 1961, 1971*, Québec, MAS, Registre de la population, décembre 1975.

10. A. ANTONOVSKY, « Social Class, Life Expectancy, and Overall Mortality », *Milbank Memorial Fund Quarterly*, 45, 1967, Part 1 : pp. 31-73.

11. E. KITAGAWA et P. HAUSER, *op. cit.* : pp. 178ss.

d'occupations n'est pas disponible. Le certificat de décès contient une déclaration de l'occupation, mais cette déclaration n'a pas été codée depuis 1932.¹² En second lieu, il y a non-coïncidence entre les deux sources d'information au sujet de l'occupation. Lors du recensement, c'est l'homme lui-même qui répond aux questions, mais après son décès, c'est sa veuve ou quelqu'un d'autre. Pour réduire cette différence, il faudrait assurer que la formulation des questions et que la codification des réponses soient homogènes entre les deux sources, ce qui n'est pas le cas en ce moment.

La seconde méthode, elle aussi classique (*proportional mortality ratio* ou P.M.R.), consiste à comparer, non plus des morts avec des vivants, mais des morts entre eux, si bien que le recours à un recensement n'est plus nécessaire. On compare en fait la proportion des décès dûs à cette même cause pour l'ensemble des décès. Malgré ses limites, comme on le verra, cette méthode est utile pour les études exploratoires. Mais dans le cadre de notre recherche, il aurait fallu coder les occupations d'une population de plus de neuf mille morts, ce qui aurait été une tâche longue et coûteuse.

La méthode que nous avons choisie est une simplification de cette dernière. Nous nous sommes limité à un *échantillon* de la population totale. La méthode consiste d'abord à sélectionner des décès causés par un certain nombre de maladies spécifiques. Puis, pour tenir compte des différences d'âge, l'ordinateur a apparié avec chacun des *cas* déjà choisis, un *contrôle* du même âge. On reviendra sur les détails de l'échantillonnage.

Enfin notons que cette troisième méthode de sélectionner les paires cas-contrôle est souvent utilisée par les épidémiologues dans l'étude des facteurs de risque relatif de *morbidité*. Mais dans ce nouveau domaine d'application, il conviendrait de parler plutôt de risque relatif de *mortalité*.

Échantillonnage

Deux critères ont présidé à la sélection des causes de décès, tout d'abord leur importance. On compte parmi les principales causes de décès des hommes de vingt-cinq à soixante-quatre ans au Québec, les maladies ischémiques du cœur et cérébro-vasculaires, les accidents (à l'exception de la route), les maladies respiratoires (pneumonie, bronchite), le cancer du poumon et la cirrhose du foie.¹³ Quant au cancer de l'estomac et à l'ulcère gastro-duodénal, bien que moins importantes, ces causes ont été choisies aux fins de comparaison avec les études précédentes.

12. *Rapport spécial sur la mortalité au Canada selon les occupations des décédés, 1931-1932*, Ottawa, Bureau fédéral de la Statistique, Branche des statistiques vitales, 1937.

13. J. McWHINNIE, B. OUELLET et J. M. LANCE, *Indicateurs du domaine de la santé, Canada et provinces*, Ottawa, Ministère de la Santé et du bien-être social, 1976 : pp. 19-20.

Nous avons éliminé les catégories d'étudiant, de retraité, de ménagère et de maîtresse de maison et le fichier des certificats de décès a été limité aux hommes de vingt-cinq à soixante-quatre ans. De ce fichier initial de 9 108 dossiers¹⁴ ordonnés selon le numéro d'enregistrement, l'ordinateur a tiré un échantillon de chacune des causes sélectionnées de décès. En vue de dégager l'information sur l'occupation dans chacun des dossiers, il a fallu visionner, à titre confidentiel, les microfilms des certificats de décès, tâche onéreuse qui avait détourné les chercheurs jusqu'à maintenant. Enfin, pour chacun des cas, l'ordinateur sélectionna au hasard un contrôle du même sexe et âge, tiré du *pool* résiduel de décès de la même année, à l'exclusion de ceux causés par la même maladie que celle du cas. Plus précisément, l'ordinateur tira deux contrôles pour appairer chacun des cas. De sorte que, si dans le premier contrôle le clerc n'obtenait pas d'information sur l'occupation, il puisse, afin d'augmenter la probabilité d'en obtenir, écarter ce premier contrôle au profit d'un second. Pour assurer l'appariement, les informations à la fois du cas et de son contrôle ont été poinçonnées sur une même carte.

De cet échantillon de base (951 cas), il se dégage, une fois rejetées les paires cas-contrôle dont l'information est incomplète, un échantillon final de 547 paires complètes représentant 12.6% du fichier initial.

Classification des occupations

Nous avons attribué à l'occupation d'un individu un rang basé sur le score conjoint du niveau moyen d'instruction et du niveau moyen de revenu de tous les gens de cette même occupation. Cette méthode a été élaborée au Canada par Blishen et McRoberts, à partir du recensement de 1971.¹⁵ Ces derniers ont constaté que, pour une occupation donnée, les niveaux d'instruction et de revenu présentaient un taux de corrélation approximatif de 0.7. Bien qu'imparfaite, cette corrélation révélait une homogénéité suffisante entre ces indicateurs pour dégager une classification unidimensionnelle d'occupations.¹⁶ Sur l'échelle Blishen et McRoberts, le tableau 1 découpe cinq catégories pour fins de comparaison avec les cinq classes

14. *La statistique de l'état civil*, Vol. III, *Décès 1974*, Statistique Canada, cat. 84-206, Annuel, 1976 : pp. 13-15.

15. B. R. BLISHEN et H. A. McROBERTS, « A revised socio-economic index for occupations in Canada », *Canadian Review of Sociology and Anthropology*, XIII, 1, 1976 : pp. 71-79. Une critique cependant doit être faite au sujet de cette échelle, en particulier au sujet du niveau de revenu. La déclaration des revenus de certaines occupations non contrôlées sous-estime le revenu réel en vue d'échapper en partie à l'impôt.

16. À noter qu'un même exercice de dérivation a été effectué grâce à l'échelle plus récente des « groupes occupationnels » de P.C. PINEO, J. PORTER et H. A. McROBERTS, « The 1971 Census and the socio-economic Classification of Occupations », *Canadian Review of Sociology and Anthropology*, XIV, 1, 1977 : pp. 91-102. Mais, après coup, il est apparu que cette dernière échelle traduisait nos données avec moins de nuances que la précédente et nous l'avons écartée.

sociales déjà utilisées par les autres études nationales sur la mortalité (Registrar General Office; GURALNIK; KITAGAWA et HAUSER). Strictement parlant, ces classes représentent sur un continuum les étendues comprises entre quatre points qui découpent ce continuum.

TABLEAU 1

Découpage de l'échelle des occupations Blishen et McRoberts (1976) en cinq classes sociales — et répartition des décès-contrôles de l'échantillon, Québec, 1974.

CLASSE SOCIALE	CARACTÉRISTIQUE OCCUPATIONNELLE	SCORES DE L'ÉCHELLE	N ¹	%
Classe 1	Professionnels, cadres supérieurs	75-61	85	14.8
Classe 2	Techniciens, cadres moyens, superviseurs	60-47	117	20.4
Classe 3	Employés spécialisés dans l'administration et le commerce, ouvriers spécialisés de syndicats puissants et leurs contremaîtres	46-36	112	19.5
Classe 4	Ouvriers semi-spécialisés et leurs contremaîtres	35-28	130	22.6
Classe 5	Employés semi-spécialisés dans l'administration et le commerce Ouvriers non-spécialisés, cultivateurs et journaliers	27-14	130	22.6
TOTAL			574	100.0

¹ Basé sur les décès-contrôles de l'échantillon final, hommes, vingt-cinq à soixante-quatre ans, *Statistiques d'état civil*, Canada, Québec, 1974.

Il a fallu regrouper les occupations en classes sociales. Les données anglaises, qui sont les plus poussées sur l'occupation, ont en effet démontré que la variation de mortalité ne peut être attribuable à l'effet immédiat de l'occupation¹⁷ puisqu'une disparité semblable existe parmi les épouses des hommes dans chacune des classes, alors qu'elles demeurent à la maison en grande majorité. Par delà les risques propres à telle occupation spécifique, les données justifient le renvoi à une catégorie plus globale qui, selon le cadre analytique, peut se qualifier du terme, soit de facteur social général, soit de strate socio-économique, soit de classe sociale. L'intérêt majeur est de considérer la classe sociale inférieure 5 comme facteur de risque de mortalité.

17. B. BENJAMIN et H. W. HAYCOCKS, *The Analysis of Mortality and Other Actuarial Statistics*, Cambridge University Press, 1970 : p. 370.

Méthode d'analyse statistique

Si la collection de paires cas-contrôle est distribuée selon la classe sociale du cas par rapport à la classe sociale du contrôle, on obtient un tableau de contingence des paires. Pour dégager le risque relatif de la classe i , on considère la classe i par opposition aux autres classes en réduisant le tableau à la forme dichotomique :

CAS	CONTRÔLE	
	Classe i	Autres
Classe i	c_i	a_i
Autres	b_i	d_i

Le risque relatif pour la classe i comparée à l'ensemble des autres classes se mesure par :

$$r_i = a_i/b_i$$

D'où, pour dégager, par exemple, le risque relatif de la classe 5 comparée à l'ensemble des autres classes, on divise le nombre de paires dont le cas est de la classe 5 et dont le contrôle n'en est pas, par le nombre de paires dont la situation est renversée.¹⁸

Pour vérifier les deux hypothèses déjà mentionnées, nous nous référerons à trois tests statistiques appropriés aux échantillons appariés : un test de tendance linéaire entre classes,¹⁹ un test d'écart significatif entre la classe 5 et les autres²⁰ et un test de différence significative des scores des contrôles par rapport aux scores des cas. À noter que ces tests s'appliquent à la comparaison entre groupes non indépendants du point de vue statistique.

B) Résultats

Le tableau 2 montre pour chacune des neuf causes sélectionnées de décès le risque relatif de chacune des cinq classes sociales. Le test d'une

18. P. ARMITAGE, *Statistical Methods in Medical Research*, Oxford, Blackwell Scientific Publ., 1971 : pp. 427-430.

19. W. G. COCHRAN, « Some methods of strengthening the common Chi Square tests », *Biometrics*, 10, 1954 : pp. 417-451; A. E. MAXWELL, *Analysing Qualitative Data*, Londres, Methuen's Monographs, 1967 : pp. 64-68.

20. Q. McNEMAR, *Psychological Statistics*, New York, Wiley, 1955; A. E. MAXWELL, *op. cit.* : pp. 26-28.

TABLEAU 2
*Risque relatif de mortalité selon la cause et selon la classe sociale, pour les hommes âgés de
 vingt-cinq à soixante-quatre ans, Québec, 1974.*

CAUSE DE DÉCÈS	RISQUE RELATIF (%) SELON LA CLASSE SOCIALE ¹					CHI CARRÉ ²		NOMBRE DE PAIRES (N = 574)
	1	2	3	4	5	A	B	
Cancer de l'estomac	38	82	38	130	289	8,26**	12,43***	70
Cancer du poumon	(0)	73	180	69	150	1,00	1,41	55
Maladies ischémiques du coeur ..	90	83	129	61	135	1,19	0,43	118
Maladies cérébro-vasculaires	(75)	64	(150)	(175)	100	0,0	0,57	47
Pneumonie	(100)	(20)	(67)	(38)	1600	13,24***	11,41***	29
Bronchite	20	50	43	86	617	22,88***	30,99***	76
Ulçère gastro-duodénal	(75)	(600)	50	73	157	0,89	0,04	40
Cirrhose du foie	(80)	(9)	133	(100)	250	3,86*	6,64**	41
Accidents (à l'exception de la route)	23	59	84	122	292	11,26***	23,86***	98

¹ Le quotient entre parenthèses est basé sur moins de 15 paires discordantes.

La classe sociale est basée sur l'échelle Blishen et McRoberts.

² Un degré de liberté.

A) H₀ : le risque relatif (%) de la classe 5 = 100

B) H₀ : il n'y a pas de tendance entre les classes.

* p < .05

** p < .01

***p < .001

TABLEAU 3

Différences entre cas et contrôles dans l'échelle Blishen et McRoberts, selon la cause, hommes de vingt-cinq à soixante-quatre ans, Québec, 1974.

CAUSE DE DÉCÈS	EXCÈS DU SCORE DES CONTRÔLES PAR RAPPORT AUX CAS DANS L'ÉCHELLE BLISHEN			NOMBRE DE PAIRES (N = 574)
	MOYENNE	ERREUR-TYPE DE LA MOYENNE	t	
Cancer de l'estomac	8.81	2.76	3.19**	70
Cancer du poumon	2.47	2.43	1.02	55
Maladies ischémiques du cœur	0.24	1.94	0.12	118
Maladies cérébro-vasculaires	2.53	3.40	0.74	47
Pneumonie	12.66	3.85	3.29***	29
Bronchite	14.03	2.55	5.50***	76
Ulcère gastro-duodéal	0.28	3.17	0.09	40
Cirrhose du foie	8.88	3.77	2.36*	41
Accidents (à l'exception de la route)	10.02	2.25	4.46***	98

* p < .02

** p < .01

*** p < .001

tendance linéaire montre que l'hypothèse nulle d'une absence de tendance peut être rejetée pour les causes suivantes : bronchite, accidents, pneumonie, (p < .001), cancer de l'estomac (p < .01) et cirrhose du foie (p < .05). Cependant, la tendance ne se vérifie pas pour l'ulcère gastro-duodéal, le cancer du poumon, les maladies cérébro-vasculaires et ischémiques du cœur.²¹

Quand il y a tendance, il ressort en même temps que la classe inférieure 5 se démarque nettement des autres classes. En effet le deuxième test montre que l'hypothèse nulle selon laquelle le risque relatif de la classe 5 ne diffère pas de l'ensemble des autres classes peut être rejetée pour les causes suivantes : bronchite, accidents, pneumonie, cancer de l'estomac (p < .001) et cirrhose du foie (p < .01). Et quand il n'y a pas tendance, il ressort en même temps que, dans les cas de l'ulcère gastro-duodéal, du cancer du poumon, des maladies cérébro-vasculaires et ischémiques du cœur, la classe 5 ne diffère pas de l'ensemble des autres classes.

21. À noter qu'on pourrait aussi utiliser le test de Kendall reproduit dans : G.A. FERGUSON, *Non parametric Trend Analysis*, Montréal, McGill University Press, 1965, Table 1 : p. 12. S'il y a différence, c'est que la méthode de Kendall ne tient pas compte de la variance de chacun des scores, mais seulement de l'ordre entre les scores tels qu'observés.

En ce qui regarde le dernier test, axé sur les différences non pas entre classes mais plutôt entre les cas et les contrôles, le tableau 3 montre que l'hypothèse d'une absence de différence entre le score du cas et celui du contrôle peut être rejetée pour les causes de décès suivantes : bronchite, accidents, pneumonie (les valeurs observées excèdent en effet la valeur critique de la probabilité .001); le cancer de l'estomac ($p < .01$) et la cirrhose du foie ($p < .02$). Cependant, l'hypothèse nulle résiste pour les maladies ischémiques du cœur, l'ulcère gastro-duodéal, les maladies cérébro-vasculaires et le cancer du poumon.

Enfin, puisqu'on compare des cas de causes spécifiques de décès à des contrôles sélectionnés dans l'ensemble des causes de décès, il pourrait en résulter une sous-estimation des écarts existants. Le tableau 4 compare cette population de décès-contrôles à une estimation de la population active masculine de vingt-cinq à soixante-quatre ans, dans la province de Québec. Les estimés ont été pondérés selon les méthodes de Statistique Canada, à partir de son enquête sur la main-d'œuvre de juillet 1973. La classification ici se base sur l'échelle Blishen et McRoberts et les classes sociales correspondent exactement aux mêmes étendues de score que dans notre propre échantillon. Il résulte du tableau 4 que la classe inférieure de notre échantillon est sur-représentée (6.9%) et que les deux classes supérieures sont sous-représentées (-5.2%). Ces différences entre classes inférieures et supérieures s'expliquent du fait que, les pauvres mourant plus jeunes que les

TABLEAU 4

Indice de mortalité selon la classe sociale, obtenu par la comparaison entre les contrôles de l'échantillon final (1974) et l'estimation de la population active (juillet 1973), hommes de vingt-cinq à soixante-quatre ans, Québec.

CLASSE SOCIALE	DÉCÈS-CONTRÔLES		POPULATION ACTIVE ¹		INDICE DE MORTALITÉ f_0/f_t
	n	f_0	n	f_t	
Classe 1	85	14.8	189 235	17.4	0.85
Classe 2	117	20.4	249 940	23.0	0.89
Classe 3	112	19.5	223 520	20.6	0.95
Classe 4	130	22.6	252 875	23.3	0.97
Classe 5	130	22.6	169 915	15.7	1.44
TOTAL	574	100.0	1 085 485	100.0	

SOURCE : M. BOYD, J. GOYDER, F. JONES, H. A. McROBERTS, P. PINEO et J. PORTER, *The Canadian National Mobility Study*, recherche en cours. Chiffres obtenus avec le consentement des auteurs.

¹ Les estimés sont pondérés à partir d'un échantillon utilisant les méthodes régulières de l'enquête de population active de Statistique Canada. Ils excluent les sans-réponses sur l'occupation (18%).

privilegiés, il en résulte, pour la catégorie d'âges de vingt-cinq à soixante-quatre ans, une sur-représentation de décès dans la classe inférieure et une sous-représentation de décès dans la classe supérieure. C'est bien ce que traduit l'indice de mortalité qui est beaucoup plus élevé pour la classe inférieure (1.44) que pour la classe supérieure (0.85).

Il s'ensuit que la tendance entre classes sociales pour telle cause de décès se trouve diminuée du fait que la population de décès-contrôles reflète une tendance dans le même sens. Aussi, à cause du plan de recherche, on peut dire que l'écart des cas est *a priori* moins différencié qu'il ne devrait être par rapport à une population de référence qui, elle, serait vivante. Ce biais du plan est donc bien contre l'hypothèse d'une tendance, et donne ainsi plus de force aux résultats confirmant l'hypothèse.

Discussion

Pour interpréter ces résultats, il importe de considérer la qualité des données, d'une part, et, de l'autre, la validité de la procédure. Pour ce qui est de la qualité des données, la discussion est reportée ici en annexe. Nous avons aussi pondéré les biais possibles introduits par le plan de recherche, la sélection du contrôle et le mode plus général d'échantillonnage. Bien que non reproduits ici, les résultats de ces analyses restent disponibles sur demande. En dépit des biais réels, il apparaît que ces biais se sont contre-balancés quelque peu pour donner à cette recherche une réelle valeur d'approximation.

Cette conclusion est renforcée par une comparaison entre les risques relatifs de mortalité au Québec et les indices de mortalité correspondants des États-Unis, de l'Angleterre et du Canada. Même si les méthodes sont différentes, les résultats de cette recherche montrent une grande convergence avec les autres. Pour la bronchite, la pneumonie, les accidents (à l'exclusion de la route), la cirrhose du foie et le cancer de l'estomac, le tableau 5 montre des tendances semblables dans les quatre sociétés. Par contre, pour les maladies cérébro-vasculaires et ischémiques du cœur, il y a absence de tendance dans les quatre sociétés. Il y a cependant deux exceptions : pour le cancer du poumon, la tendance est absente au Québec; pour l'ulcère gastro-duodénal, à la différence de l'Angleterre, le Québec tout comme le Canada n'affichent pas de tendance.

Quant à l'interprétation socio-médicale de ces résultats, elle ne saurait se passer d'une histoire de l'évolution de la santé dans les divers milieux du Québec et elle devra faire l'objet d'autres recherches.

*

* *

TABLEAU 5

Indice de mortalité (ou risque relatif, pour le Canada et le Québec) selon la cause de décès, la classe sociale et le pays.

CAUSE DE DÉCÈS	ÉTATS-UNIS (20-64 ans, 1950)					ANGLETERRE (15-64 ans, 1959-63)					CANADA (25-64 ans, 1974)					QUÉBEC (25-64 ans, 1974)				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
Cancer du poumon	81	91	116	115	120	53	72	107	104	148	36	90	131	94	127	(0)	73	180	69	150
Cancer de l'estomac	—	—	—	—	—	49	63	101	114	163	66	80	80	92	172	38	82	38	130	289
Maladies ischémiques du coeur	115	109	116	110	103	98	95	106	96	112	90	92	135	77	113	90	83	129	61	135
Maladies cérébro-vasculaires	87	79	89	80	94	86	89	101	98	135	87	110	90	91	117	(75)	64	(150)	(175)	100
Pneumonie*	57	51	73	95	153	48	54	88	102	196	40	61	61	92	405	(100)	(20)	(67)	(38)	1600
Bronchite	—	—	—	—	—	28	50	97	116	194	37	55	48	68	537	20	50	43	86	167
Ulcère gastro-duodénal	—	—	—	—	—	48	75	96	107	173	82	162	65	81	130	(75)	(600)	50	73	157
Cirrhose du foie	90	88	107	122	158	106	136	86	85	137	43	83	100	114	158	(80)	(9)	(133)	(100)	250
Accidents (à l'exception de la route)	—	—	—	—	—	43	56	87	128	193	36	59	69	89	321	23	59	84	122	292
Accidents des véhicules moteurs	—	—	—	—	—	72	78	103	107	157	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—

* La grippe (influenza) est aussi incluse dans les données américaines.

SOURCES : L. GURALNICK, « Mortality by occupation level and cause of death among men 20 to 64 years of age: United States 1950, » *Vital Statistics Special Reports 1953*, National Vital Statistics Division, 1963, pp. 439-612; The Registrar General's, *Decennial Supplement, England and Wales, 1961*, *Occupational Mortality Tables*, London, HMSO, 1971; Metropolitan Life Insurance Company, *Statistical Bulletin*, LVIII, janvier 1977, p. 6; pour le Québec, voir le tableau 2 de la présente recherche; pour le Canada, voir : BILLETTE et HILL, 1977.

Pour combler une lacune au Québec, et en attendant une enquête plus extensive, cette recherche a été entreprise en vue de considérer la classe sociale, et spécialement la classe inférieure, comme facteur de risque de mortalité. Les présentes conditions nous ont fait choisir un schéma de recherche axé sur le *risque relatif de mortalité*. Dans ces conditions, et compte tenu de notre discussion, il résulte en somme que le risque relatif de mortalité tend à diminuer dans la mesure où la classe sociale s'élève pour l'ensemble des causes de décès (tableau 4), plus spécialement pour la bronchite, les accidents, la pneumonie, la cirrhose du foie et le cancer de l'estomac (tableau 2). En revanche, une telle tendance n'existe pas pour les maladies cérébro-vasculaires et ischémiques du cœur ainsi que pour l'ulcère gastro-duodéal et pour le cancer du poumon. Il résulte, en second lieu, que le risque relatif de la classe inférieure 5 est beaucoup plus élevé que pour les autres classes et que cet écart est particulièrement prononcé pour les causes de décès où une tendance s'était déjà dégagée entre classes (tableau 2). Ces résultats rejoignent ceux des études nationales anglaises, américaines et canadiennes (tableau 5) : il existe partout des inégalités de santé et la classe inférieure en est la plus affectée. Déjà ce résultat était signalé par les recherches anglaises d'état civil de Chadwick et Farr au début du 19^e siècle et, depuis, malgré la diminution du niveau général de mortalité, il demeure étonnamment constant.

Sur ce point, il importe donc de reviser l'inspiration de nos politiques. Le rapport Beveridge, au début des années 40, avait cru que l'établissement d'un système universel de soins aux malades diminuerait les coûts justement parce qu'il devait améliorer la santé des gens. Aujourd'hui, on constate l'inverse. Les coûts ne cessent d'augmenter et les pauvres restent exposés aux risques les plus élevés de mortalité. Il est incontestable que les standards de vie améliorés, la taille décroissante de la famille, l'accroissement des denrées alimentaires, un milieu public plus sain, les avancements de la médecine, des mesures préventives et thérapeutiques particulières²² sont de nature à avantager la santé au Québec comme au Canada, aux États-Unis, en Angleterre ou en France. En termes absolus, la santé a pu s'améliorer. Mais en termes relatifs, la classe inférieure souffre toujours d'inégalités par rapport aux autres classes. Le cercle vicieux pauvreté/maladie est là.

Le régime universel de soins aux malades, bien qu'il cherche à égaliser l'accès aux soins, n'arrive pas à égaliser la santé entre classes sociales au Québec, au Canada comme aussi en Angleterre, dont le régime pourtant remonte à 1949, et cela sans doute parce que les causes de maladie et de mortalité sont moins affectées par le régime de soins aux malades que par les facteurs d'environnement socio-économiques, liés à la pauvreté. Aussi une

22. T. McKEOWN, *The Major Influences on Man's Health*, Communication inédite, août 1973.

politique contre les inégalités sociales de santé devrait plutôt s'attaquer aux *facteurs de pauvreté*. À moins donc de politiques voulant remédier aux inégalités, le cercle vicieux pauvreté/maladie risque d'être là encore pour un certain temps.²³

André BILLETTE

*Département de sociologie,
Université Laval.*

ANNEXE : QUALITÉ DES DONNÉES

Pour déterminer l'occupation et l'industrie, il n'y a eu au Québec aucun code de description et, depuis 1932, il n'y a eu aucun contrôle, même rétrospectif, soit sur la déclaration soit sur l'informateur. La présente recherche permet de dégager un premier *feed-back* général sur ces données. Je m'en tiendrai ici à deux tableaux. Le tableau 6 permet de comparer les cas sans information sur l'occupation par rapport au nombre total de cas dans l'échantillon de base. Par rapport à la moyenne canadienne sans le Québec (6.6%), le Québec a entre quatre et cinq fois plus de cas sans information sur l'occupation (29.3%).

Le tableau 7 envisage l'hypothèse nulle selon laquelle le risque relatif de la classe sociale inférieure serait le même dans chacune des régions. Si la valeur du chi carré dépasse celle de la distribution théorique du chi carré basé sur l'hypothèse nulle, alors il en résulterait qu'à cet égard, au moins une région diffère significativement des autres. Le tableau 7 montre qu'en fait aucune des valeurs, quelle que soit la cause de décès, ne dépasse celle de la distribution théorique (avec quatre degrés de liberté, $p < .05$). L'hypothèse nulle subsiste : il n'y a pas d'hétérogénéité significative entre régions, y compris avec le Québec, en dépit de la mauvaise qualité des données particulières à cette région.

Pour une critique de la description de l'occupation fournie par les certificats de décès et pour une évaluation des difficultés de coder cette description avec la classification du recensement de 1971,²⁴ il suffira de se référer à l'introduction du *Rapport spécial sur la mortalité au Canada selon les occupations des décédés, 1931-1932*.²⁵ La présente recherche révèle que rien n'a changé depuis 1932 : mêmes lacunes, mêmes difficultés, et quasi pour les mêmes types d'occupations spécifiques. En 1932, on signalait en particulier la grande fréquence de descriptions non-spécifiques comme : journalier (*labourer*), cultivateur, employé, agent, propriétaire, fonctionnaire, entrepreneur, etc. Or notre codification montre qu'aujourd'hui cette non-spécificité est toujours aussi fréquente.

23. Dans l'effort de revision des politiques de sécurité sociale, par suite du blocage du revenu annuel garanti, on voudrait donner priorité à un système d'assurances. Mais une question d'équité se pose spécialement pour le régime des rentes, les assurances hospitalisation et maladie, s'il est vrai que les petits salariés qui contribuent aux régimes d'assurances en profitent moins que les autres puisqu'ils meurent avant les autres.

24. *La classification des professions*, Recensement du Canada, 1971, Ottawa, Bureau fédéral de la statistique, mars 1971, cat. no. 12-538 (hors série).

25. *Rapport spécial sur la mortalité au Canada selon les occupations des décédés, 1931-1932*, op. cit.

TABLEAU 7

Risque relatif de mortalité de la classe inférieure, selon la cause de décès et la région, hommes de vingt-cinq à soixante-quatre ans, Canada, 1974.

CAUSE DE DÉCÈS	RISQUE RELATIF DE LA CLASSE SOCIALE 5 ¹					CHI CARRÉ ²
	Maritimes	Québec	Ontario	Prairies	Colombie-Britannique	
Cancer de l'estomac	(50)	289	192	157	(133)	6.34
Cancer du poumon	(71)	150	158	(62)	171	3.48
Maladies ischémiques du coeur	(100)	135	64	(600)	(250)	7.61
Maladies cérébro-vasculaires	(100)	100	100	130	(500)	2.52
Pneumonie	(1100)	1600	583	125	(800)	9.22
Bronchite	(—)	617	467	214	(—)	4.56
Ulcère gastro-duodéal	(133)	157	175	(63)	(125)	2.30
Cirrhose du foie	(133)	250	129	(125)	175	1.45
Accidents (à l'exception de la route.)	(350)	292	450	271	300	0.60

¹ Classe sociale basée sur l'indice Blishen et McRoberts.

Le quotient entre parenthèses est basé sur moins de 15 paires discordantes.

² Test d'hétérogénéité, quatre degrés de liberté, $p > .05$ pour chacune des causes.

Mais cette non-coïncidence entre les étiquettes (des certificats de décès) et la classification des occupations (selon le recensement) n'introduit pas de biais pour deux raisons : d'abord parce que selon le plan de recherche, nous comparons des cas et des contrôles qui souffrent des mêmes inadéquations et parce que le but de cette recherche est de considérer comme facteur de risque, non pas l'occupation comme telle, mais une catégorie plus globale qui est la classe sociale. Pour ces deux raisons, il est apparu que l'information sur l'occupation était suffisante pour réaliser les objectifs de la présente recherche.