

Application de l'analyse de l'hétérogénéité aux indices comparatifs d'incidence et de mortalité par cancer de l'estomac au Québec, 1984-1988.

Jean-Pierre Thouez, P. Ghadirian et P. Laroche

Volume 37, numéro 102, 1993

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/022378ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/022378ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Département de géographie de l'Université Laval

ISSN

0007-9766 (imprimé)

1708-8968 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Thouez, J.-P., Ghadirian, P. & Laroche, P. (1993). Application de l'analyse de l'hétérogénéité aux indices comparatifs d'incidence et de mortalité par cancer de l'estomac au Québec, 1984-1988. *Cahiers de géographie du Québec*, 37(102), 477-491. <https://doi.org/10.7202/022378ar>

Résumé de l'article

Cet article présente l'analyse d'hétérogénéité selon la méthode développée par Gail (1978). Elle examine si les rapports de mortalité (local/national) dans les différents groupes d'âges sont identiques, ceci étant une condition nécessaire pour que les indices comparatifs de mortalité décrivent valablement les données. De plus, comme cette méthode est analogue à l'analyse de variance, la population peut être partitionnée selon une hypothèse à tester. Nous l'avons appliquée à l'incidence et à la mortalité par cancer de l'estomac au Québec de 1984 à 1988.

Application de l'analyse de l'hétérogénéité aux indices comparatifs d'incidence et de mortalité par cancer de l'estomac au Québec, 1984-1988¹

Jean-Pierre Thouez

Département de géographie
Université de Montréal

P. Ghadirian

Département de nutrition
Université de Montréal

P. Laroche

Département de géographie
Université de Montréal

Unité de recherche en épidémiologie
Centre de recherche
Hôtel-Dieu de Montréal

Résumé

Cet article présente l'analyse d'hétérogénéité selon la méthode développée par Gail (1978). Elle examine si les rapports de mortalité (local/national) dans les différents groupes d'âges sont identiques, ceci étant une condition nécessaire pour que les indices comparatifs de mortalité décrivent valablement les données. De plus, comme cette méthode est analogue à l'analyse de variance, la population peut être partitionnée selon une hypothèse à tester. Nous l'avons appliquée à l'incidence et à la mortalité par cancer de l'estomac au Québec de 1984 à 1988.

Mots-clés : Ratios de mortalité (ICM) et d'incidence (ICI) par standardisation indirecte, analyse d'hétérogénéité, analyse de variance, autocorrélation spatiale, cancer de l'estomac, Québec

Abstract

The analysis of heterogeneity of standardized rates : the case of stomach cancer incidence and mortality in Québec, 1984-1988

This article presents the heterogeneity analysis according to the method developed by Gail (1978). This method was used to assess if mortality data (local/national) are similar among different age groups, this latter being one of the conditions for comparative mortality ratings describe the data with validity. Moreover, this method being comparable to the variance analysis, the population may be split up according to some hypothesis to be tested. We have applied it to the incidence and mortality of stomach cancer in Québec from 1984 to 1988.

Key Words : Indirect standardized mortality (SMRS) and incidence (SIRS) ratios, analysis of heterogeneity for indirect standardized rates, analysis of variance, spatial autocorrelation, stomach cancer, Québec

Pour étudier la répartition spatiale des maladies, les méthodes utilisées par les géographes sont généralement bien connues (Cliff et Haggett, 1988; Thouez, 1988). L'emploi de taux et indices permet de quantifier l'apparition des maladies dans les populations humaines et par la cartographie de les visualiser. L'analyse écologique est considérée comme une approche très productive pour générer des hypothèses étiologiques à condition que l'on tienne compte des problèmes inhérents à ce type d'analyse (Davies et Chilvers, 1980; Morgenstern, 1982).

L'objectif premier de cette recherche vise à appliquer une méthode statistique développée par Gail (1978) aux données écologiques. Cette méthode, similaire à celle de Breslow et Day (1975), examine l'hétérogénéité des taux entre les unités géographiques en les ajustant par la méthode indirecte de standardisation pour tenir compte des facteurs de confusion tels que l'âge.

Gail (1978) a appliqué l'analyse d'hétérogénéité à l'incidence de mélanomes dans le pays des monts Alleghany pour étudier différentes hypothèses étiologiques suggérées par les données. Une analyse comparée avec des méthodes plus traditionnelles d'observation des taux par groupe d'âges (Tsai et Wen, 1986), du calcul de l'erreur type, des intervalles de confiance pour taux comparatifs (Chiang, 1961) a été aussi effectuée.

Nous avons employé cette méthode pour l'incidence et la mortalité par cancer de l'estomac au Québec durant la période 1984-1988. Cette tumeur est intéressante à étudier pour plusieurs raisons. Le cancer de l'estomac est resté le plus fréquent et le plus meurtrier (en nombre de décès) des cancers digestifs dans un très grand nombre de régions (Tuynes et Repetto, 1979). Hult et Burkitt (1986) observaient, à la suite d'autres chercheurs, un gradient descendant du Japon vers l'ouest à travers les continents asiatique et européen alors que Corrêa et Haenszel (1982) notaient un gradient ascendant avec la latitude du Sud vers le Nord. Les variations à l'intérieur du pays sont aussi très nettes (Faivre *et al.*, 1979; Oshima et Fujimoto, 1983) mettant en évidence soit des concentrations géographiques (Glick, 1979), soit un gradient entre les régions centrales et les régions périphériques (Pampalon, 1985).

La caractéristique la plus remarquable du cancer de l'estomac est qu'il est, presque partout, en diminution à des degrés divers. Les pays où la mortalité gastrique est très élevée (Japon, Chili) auraient une diminution des taux plus tardive mais plus importante que les pays où la mortalité est faible (Howson *et al.*, 1986). Cette diminution ne résulterait pas de changements dans les méthodes de dépistage et de diagnostic, mais pourrait être associée à des facteurs environnementaux dont la nutrition (Hult et Burkitt, 1986; Krleza-Jeric, 1991).

Des contrastes ont aussi été observés entre groupes ethniques d'un même pays. Haenszel et Kurihara (1968) rapportent que le taux de mortalité chez les Japonais émigrés aux États-Unis *issei* — la première génération née au Japon — est aussi élevé que chez les Japonais au Japon, mais que celui de la seconde génération *nisei* tend à approcher celui des Caucasiens. Des résultats similaires ont été observés chez les immigrants en Australie nés dans un pays à risque élevé (McMichael *et al.*,

1980) et parmi les immigrants établis dans une région à faible risque de Colombie mais originaires de régions à risque élevé (Corréa *et al.*, 1979). Ces études indiquent que les habitudes alimentaires dès le jeune âge présentent un intérêt pour déterminer les niveaux de risque de cancer gastrique.

Finalement, notons que la létalité du cancer de l'estomac reste élevée (Huguier et Lacaire, 1980). Par conséquent, la géographie de l'incidence du cancer gastrique serait similaire à celle de la mortalité. La comparaison géographique entre la mortalité et l'incidence est difficile à établir car les données d'incidence sont limitées aux régions qui ont des registres des tumeurs. Selon Muir (1988) parmi les cancers, le cancer gastrique aurait le second rang dans le monde chez les hommes (12,6 % de l'ensemble des nouveaux cas) après le cancer du poumon (15,8 %) et le quatrième rang chez les femmes (8,4 %).

DONNÉES ET MÉTHODES

Les données d'incidence proviennent des fichiers des tumeurs du Québec et celles de mortalité du bureau de la statistique du Québec. À notre connaissance, il n'existe pas d'étude sur la qualité des données de mortalité du Québec. Par contre, avant l'intégration du fichier au système informatique MED-ECHO (Maintenance et exploitation des données pour l'étude de la clientèle hospitalière) en 1981 plusieurs études (Thouez, 1981; Ghadirian et Simard, 1986; Ghadirian *et al.*, 1989) avaient indiqué le niveau élevé de sous-déclaration des nouveaux cas. Depuis la mise en place de ce fichier, ce problème ne toucherait que les Québécois traités hors de la province en particulier ceux de la région de Hull (Beaupré, 1990).

Les statistiques ont été fournies selon le sexe par groupe d'âges de 10 ans, pour chacune des années de la période de 1984 à 1988 et pour chacun des 32 Départements de santé communautaire (DSC). La population des DSC varie de 76 000 habitants à 415 000.

Les taux comparatifs d'incidence et de mortalité ont été évalués selon la méthode indirecte de standardisation en prenant les taux d'incidence ou les taux de mortalité du Québec selon le sexe et par groupe d'âges comme taux de référence. La population de 1986 a été retenue pour calculer les taux observés. Le rapport du taux observé sur le taux attendu donne l'indice comparatif d'incidence (ICI) ou l'indice comparatif de mortalité (ICM) dont la signification statistique a été calculée à l'aide de la méthode de Bailar et Ederer (1964). La standardisation permet de neutraliser l'effet de la structure d'âges sur l'incidence ou la mortalité. La méthode indirecte de standardisation fournit des indices plus stables que la méthode directe lorsque l'on est en présence de populations et/ou d'unités géographiques de petite taille (Kleinman, 1977). L'ICI et l'ICM représentent l'importance d'un cancer dans un DSC par rapport à l'ensemble de la province; ils ne sont pas directement comparables entre eux. De plus, comme la région métropolitaine de Montréal compte pour 40 % environ de la population totale de la province, les indices sont fortement influencés par les taux de la métropole.

Avant de calculer l'ICI ou l'ICM, l'analyse d'hétérogénéité a été effectuée selon une progression logique de questions. La première vise à savoir si le modèle du produit (*product model*) s'ajuste à la distribution des taux observés de chaque DSC. Pour cela, on doit vérifier si le risque de mortalité ou d'incidence peut être représenté par un modèle multiplicatif. Dans l'affirmative, la conclusion nous amènerait à considérer les indices comme proportionnels au risque. Pour la seconde question, il s'agit de savoir si le degré d'hétérogénéité entre les différentes unités géographiques est plus grand que celui dû au hasard. La question finale porte sur la relation entre le risque de cancer de l'estomac et l'exposition à des facteurs de risque. Les variables indépendantes dans cette recherche sont: la consommation de tabac (personnes fumant plus de 10 cigarettes par jour), la consommation d'alcool (personnes prenant plus de 14 consommations d'alcool par semaine), un indicateur de pauvreté (revenu sous le seuil de faible revenu de Statistique Canada pondéré par la taille du ménage et le niveau de scolarité) et un indicateur d'urbanisation (l'importance de la population urbaine par DSC). Ces données, à l'exception de la dernière, proviennent de l'enquête Santé Québec effectuée au cours de l'année 1987 auprès de 32 000 Québécois à domicile de tous âges (Pampalon *et al.*, 1990).

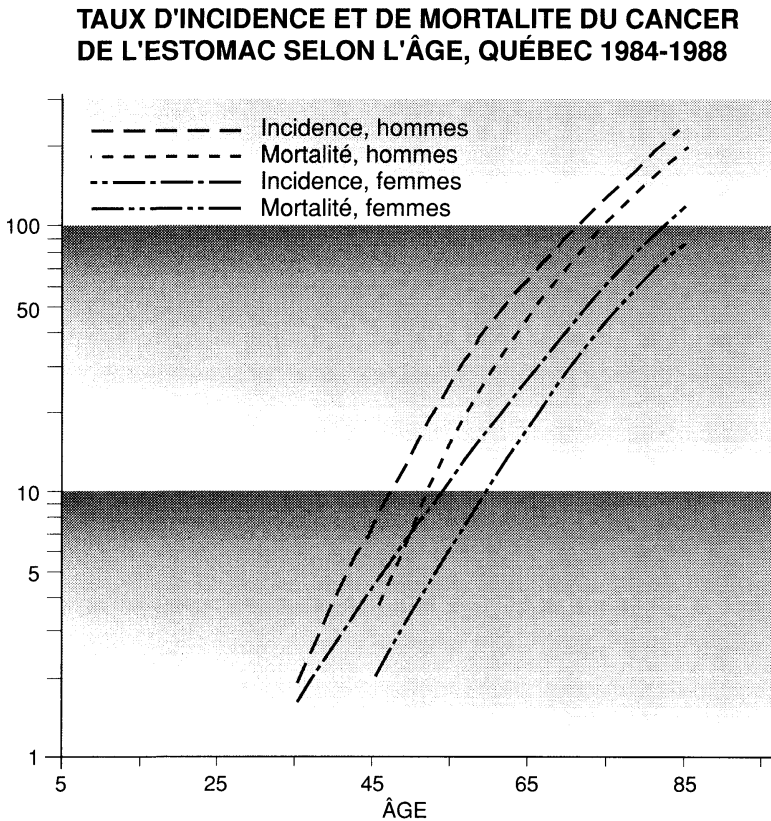
RÉSULTATS

Entre 1984 et 1988, 1 938 décès par cancer de l'estomac ont été enregistrés au Québec chez les hommes (moyenne annuelle de 387 décès), et 1 163 décès chez les femmes (moyenne annuelle de 232); 2 721 nouveaux cas de cancer de l'estomac ont été notés chez les hommes (moyenne annuelle de 544) et 1 666 chez les femmes (moyenne annuelle de 333). On compte trois décès masculins pour un décès féminin et la même proportion pour l'incidence.

La figure 1 illustre la variation logarithmique des taux observés de l'incidence et de la mortalité selon l'âge. Selon ce graphique, les courbes apparaissent linéaires comme pour la plupart des cancers (Peto, 1977).

La variation des taux observés d'incidence et de mortalité pour la population masculine est également importante entre les 32 DSC : la mortalité est 2,7 fois plus élevée dans le DSC où le taux de mortalité est le plus élevé que dans le DSC où il est le plus faible; pour les femmes, le facteur est de 3,5. Pour l'incidence, on observe respectivement 3,2 chez les hommes et 3,7 chez les femmes. La figure 2 construite selon la méthode exploratoire des données développée par J.W. Tukey (Villeman et Hoaglin, 1981) indique l'étendue de la variation des taux observés ainsi que les DSC qui ont une valeur extrême jugée significative à 95 %. C'est le cas pour les taux observés d'incidence et de mortalité pour les femmes pour le DSC CH Côte-Saint-Luc (taux très élevé) et pour le DSC CHR Outaouais (taux très bas).

Figure 1



L'importante variation des taux selon l'âge et selon les DSC nous impose le recours à l'analyse d'hétérogénéité. Comme nous l'avons déjà écrit, le modèle du produit vise à déterminer si les ICI ou ICM peuvent être représentatifs du risque indépendamment des groupes d'âges (Gail, 1978; Savitz et Redmond, 1985).

Le tableau 1 présente les résultats du test du modèle du produit. Les résultats du test montrent que la représentation multiplicative des données semble adéquate pour l'incidence et la mortalité du cancer gastrique tant pour les hommes que pour les femmes.

Figure 2

**ÉTENDUE DES TAUX D'INCIDENCE ET DE MORTALITÉ
DU CANCER DE L'ESTOMAC, QUÉBEC 1984-1988**

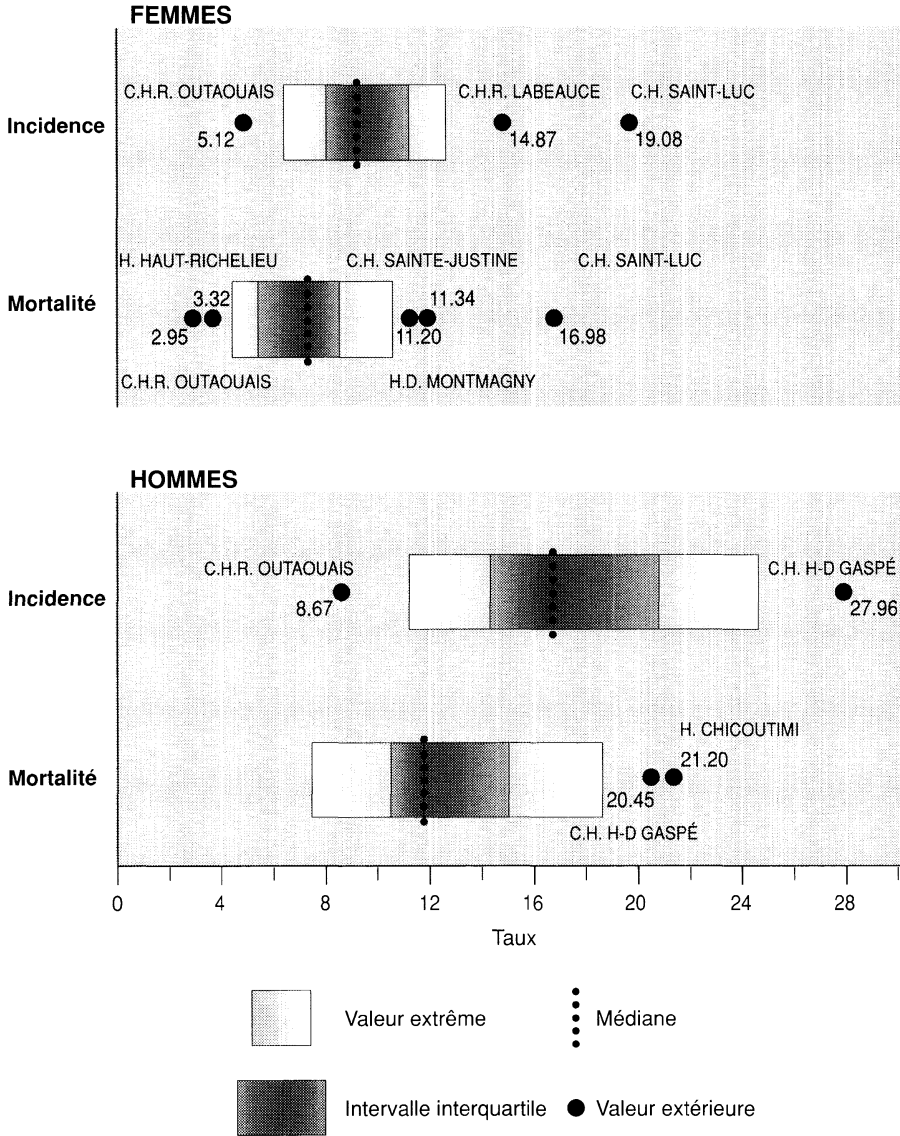


Tableau 1 Test du modèle du produit pour l'incidence et la mortalité par cancer de l'estomac, hommes et femmes, Québec, 1984-1988

	Hommes			Femmes		
	X ²	d.l	p	X ²	d.l	p
Incidence	44,58	248	n.s	44,47	248	n.s
Mortalité	61,59	248	n.s	56,10	248	n.s
d.l = (J-1) (I-1) = (31) (8) = 248 d.l						

Tableau 2 Analyse de l'hétérogénéité selon les régions, pour l'incidence et la mortalité par cancer de l'estomac, hommes et femmes, Québec, 1984-1988

Source	Région	d.l	Incidence		Mortalité	
			hommes	femmes	hommes	femmes
	1	1	0,411	-0,007	0,234	0,088
	2	1	0,022	0,345	-3,003	-3,720
	3	6	1,268	2,847	-1,054	-0,261
	4	2	0,122	1,158	0,555	1,158
	5	0	-0,007	0,015	-0,003	0,059
	6	7	6,802	4,620	1,664	-2,059
	7	0	0,010	0,026	-0,624	-1,365
	8	0	-0,007	0,001	-0,645	-1,411
	9	0	0,018	0,002	-1,713	3,077
	10	1	0,264	0,128	-0,218	-1,476
	11	3	0,148	1,085	-2,688	-1,563
Total	intrarégion	21	9,052 ns	10,219 ns	-7,495 ns	13,630 ns
	interrégions	10	13,327 ns	6,973 ns	13,658 ns	10,917 ns
Total		31	22,379 ns	17,192 ns	6,163 ns	-2,712 ns

Le modèle du produit étant satisfaisant, on peut se demander si le cancer de l'estomac présente une variation intrarégionale statistiquement significative. Les DSC ont été regroupés selon les 11 régions sociosanitaires du Québec (la région 12, Nord-du-Québec, a été exclue, car les statistiques n'ont pas été fournies). Le tableau 2 indique que le test n'est pas significatif, selon les régions, pour l'incidence et la mortalité, chez les hommes et chez les femmes.

Il n'y a pas d'hétérogénéité significative dans chacune des 11 régions. D'autre part, pour l'incidence, l'hétérogénéité est plus élevée entre les régions chez les hommes, elle compte pour $13,327/22,379 = 59,5\%$ de l'hétérogénéité totale. Par contre, chez les femmes, l'hétérogénéité intrarégion est plus forte que celle interrégions, elle compte pour $59,4\%$ de l'hétérogénéité totale.

Examinons si les variables exploratoires retenues dans cette étude permettent de préciser les risques du cancer de l'estomac à l'intérieur des DSC. Les variables, consommation élevée d'alcool, de tabac et degré de pauvreté, ont été classées en trois catégories selon les mesures de dispersion moyenne et écart type obtenues par chaque DSC.

Tableau 3 Consommation élevée d'alcool et cancer de l'estomac selon le sexe, Québec, 1984-1988

Source	Somme des carrés	Degré de liberté
mortalité : hommes		
groupe 1	0,378	8
groupe 2	-18,194	15
groupe 3	20,388	6
<u>Total :</u>	2,572	29
intragroupe	0,508	2
entregroupes		
Total :	3,080	31
mortalité : femmes		
groupe 1	-5,536	8
groupe 2	-18,640	15
groupe 3	20,588	6
<u>Total :</u>	-3,588	29
intragroupe	1,688	2
entregroupes		
Total :	-1,906	31
Incidence : hommes		
groupe 1	-0,572	8
groupe 2	-24,625	15
groupe 3	29,818	6
<u>Total :</u>	4,621	29
intragroupe	0,678	2
entregroupes		
Total :	5,300	31
Incidence : femmes		
groupe 1	-7,150	8
groupe 2	-25,531	15
groupe 3	29,924	6
<u>Total :</u>	-2,757	29
intragroupe	0,104	2
entregroupes		
Total :	-2,653	31

Groupe 1 DSC où la consommation d'alcool est moins élevée.

Groupe 2 DSC avec les valeurs de consommation d'alcool intermédiaires.

Groupe 3 DSC où la consommation d'alcool est très élevée.

Les 32 DSC ont des valeurs de mortalité et d'incidence non hétérogènes : $Z_1 = 3,080$, $Z_2 = -1,906$, $Z_3 = 5,300$ et $Z_4 = -2,653$ (tableau 3). La plupart de l'hétérogénéité apparaît à l'intérieur des groupes de DSC selon les niveaux de consommation d'alcool mais le test n'est pas statistiquement significatif.

Les résultats sont similaires pour la consommation élevée de tabac et pour l'indicateur de pauvreté (les tableaux peuvent être fournis sur demande).

Finalement, comme la surmortalité du cancer gastrique affecte généralement le milieu rural au Québec (Pampalon, 1985; Loslier, 1979), nous avons classé les DSC selon le pourcentage de la population urbaine et nous les avons regroupés en trois classes à l'aide des mesures de dispersion: moyenne et

écart type. Les résultats de l'analyse d'hétérogénéité ne sont pas significatifs pour les variations intragroupes et intergroupes (le tableau fourni sur demande).

À un premier niveau d'analyse, les résultats de l'analyse de l'hétérogénéité ne sont pas statistiquement significatifs. Mais, comme le soulignent Savitz et Redmond (1985), l'analyse statistique seule ne suggère pas nécessairement un modèle facilement interprétable. De plus, l'absence de signification statistique n'indique pas l'absence d'un schéma, d'où le besoin de se reporter à un second niveau d'analyse, celui de la représentation graphique. La figure 3 illustre la variation des ICM et ICI selon les niveaux de consommation d'alcool, de tabac, le niveau de pauvreté et le degré d'urbanisation. On observe que le groupe 3, qui a la consommation d'alcool la plus importante, présente des ICI ou ICM élevés. La consommation élevée de tabac n'indique pas de schéma intéressant; par contre, les variables population urbaine et ménages défavorisés présentent un schéma conforme aux hypothèses. L'incidence et la mortalité par cancer de l'estomac sont plus élevées en milieu rural et dans les segments les plus pauvres de la population (groupe 1).

Les tests d'hétérogénéité n'étant pas statistiquement significatifs, il devient possible d'illustrer la répartition géographique des ICI et ICM classés par quintiles. Pour les hommes, la mortalité gastrique présente des concentrations géographiques dans les régions du Bas-Saint-Laurent-Gaspésie, de la Côte-Nord et du Saguenay-Lac-Saint-Jean (figure 4). À l'exception du DSC 11 Rimouski, la géographie de la mortalité du cancer de l'estomac, chez les femmes, est différente de celle observée chez les hommes (figure 5). En effet, la mortalité et l'incidence touchent les DSC défavorisés de Montréal (Saint-Luc) et de Québec (Enfant-Jésus). La distribution spatiale de l'incidence, pour les hommes, est globalement semblable à celle de la mortalité.

CONCLUSION

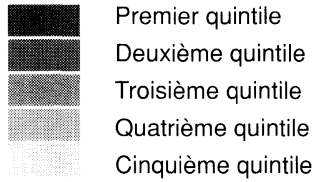
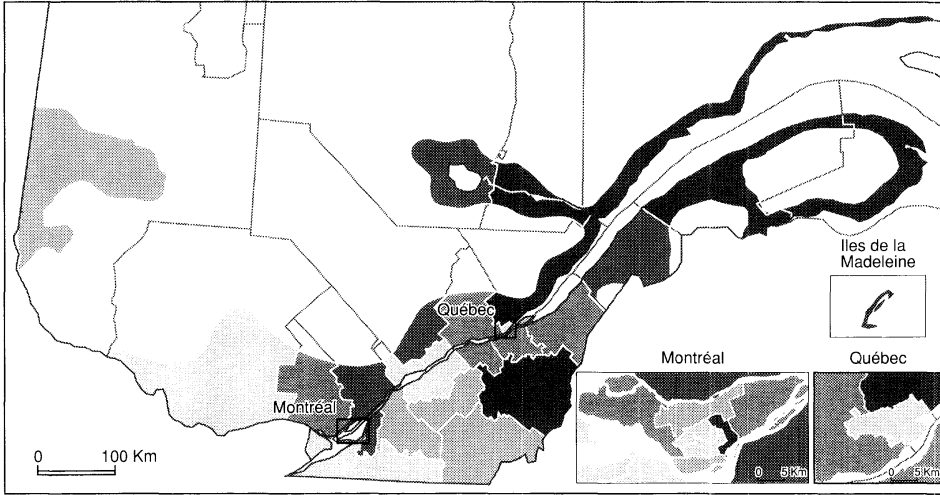
La méthode statistique pour analyser l'hétérogénéité des taux proposée par Gail (1978) apparaît bien adaptée à l'étude géographique des données d'incidence et de mortalité des cancers lorsqu'on retient la méthode indirecte d'ajustement des taux selon l'âge. Dans cette recherche nous l'avons appliquée à l'incidence et à la mortalité par cancer de l'estomac selon le sexe pour les 32 DSC de la province de Québec.

Le test du modèle du produit examine l'ajustement du taux avant de comparer chaque indice individuel à 1. Les résultats étant concluants, la description géographique des indices a mis en évidence les DSC à risque élevé d'incidence et de mortalité par cancer de l'estomac : chez les hommes, dans les régions du Bas-Saint-Laurent-Gaspésie, de la Côte-Nord et du Saguenay-Lac-Saint-Jean; chez les femmes, on retrouve quelques-uns des DSC de ces régions, mais aussi des DSC localisés dans les quartiers pauvres de Montréal et de Québec.

Figure 3

INDICES COMPARATIFS D'INCIDENCE (ICI) PAR QUINTILES Cancer de l'estomac, Québec, 1984-1988

FEMMES



HOMMES

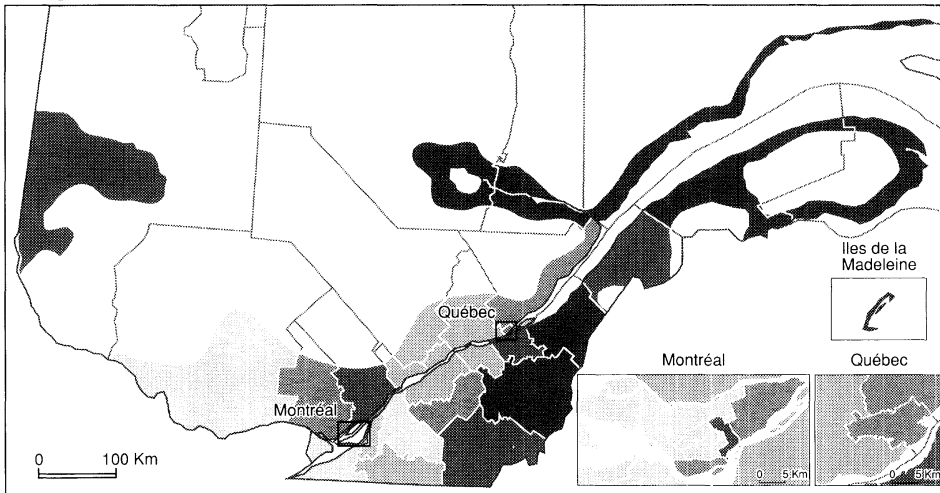
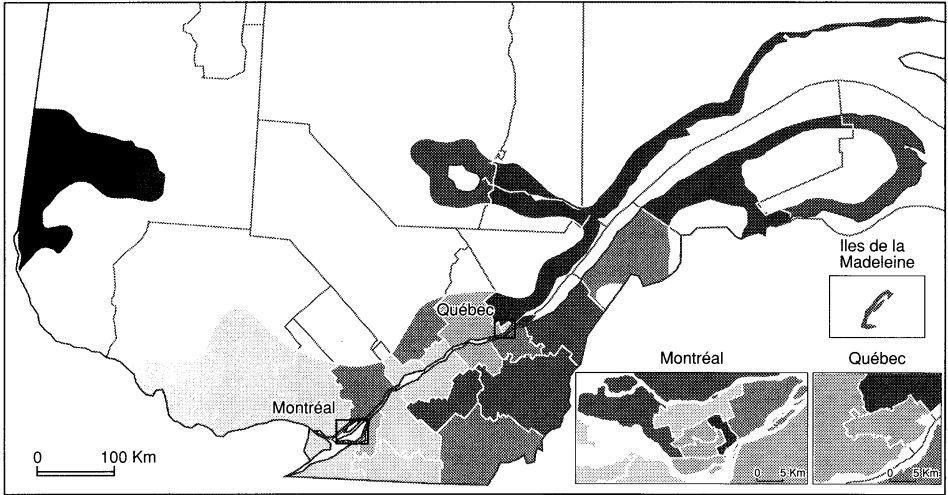


Figure 4

INDICES COMPARATIFS DE MORTALITÉ (ICM) PAR QUINTILE Cancer de l'estomac, Québec, 1984-1988

FEMMES



HOMMES

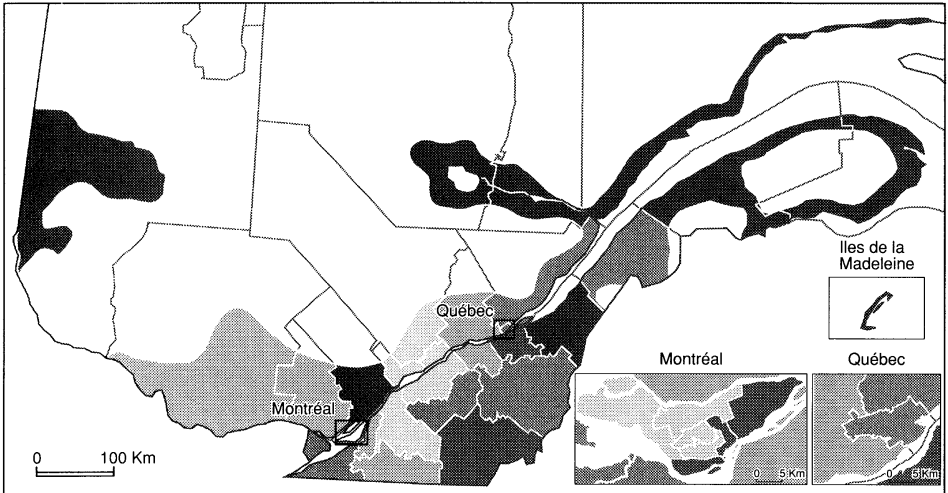
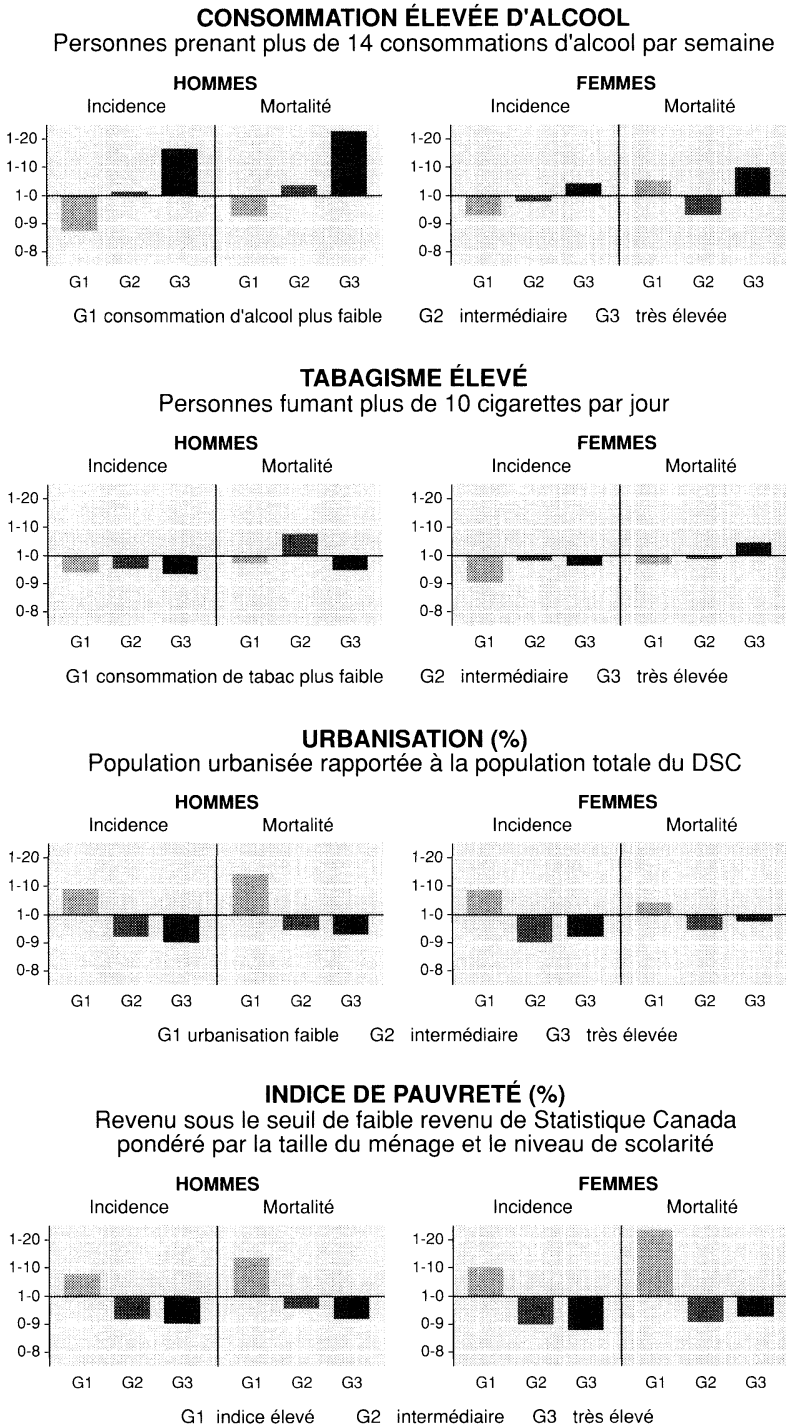


Figure 5



La méthode de Gail (1978) est analogue à l'analyse de variance; il est donc possible de grouper les données selon la variable dépendante ou selon les variables explicatives. Dans cette recherche, les variables explicatives consommation élevée d'alcool, de tabac, niveau de revenus et degré d'urbanisation, n'ont pas permis de dégager une hétérogénéité significative à l'intérieur des groupes et entre les groupes. Nous avons complété cette analyse par celle des représentations graphiques. Les résultats indiquent que les indices les plus élevés d'incidence ou de mortalité par cancer gastrique se trouvent dans le groupe des DSC ayant le plus fort pourcentage de bas revenus et, enfin, dans celui ayant le plus faible pourcentage de population urbanisée.

D'autres facteurs de risque rapportés dans la littérature pourraient être aussi mis en cause: sols acides, concentration élevée de zinc dans les sols, eaux douces, présence de nitrates et de nitrites en particulier dans l'eau potable extraite des puits artésiens, salaison et saumure, faible consommation de fruits et légumes frais (Boire, 1991; Graham *et al.*, 1990). Cependant, ces facteurs de risque seuls ne sont probablement pas suffisants pour produire le carcinome gastrique. Des études de cas témoins devraient être entreprises dans les DSC à risque élevé pour évaluer les habitudes alimentaires des populations à des âges et à des moments différents du processus précancéreux gastrique pour identifier les facteurs de risque nutritionnels. En particulier, il faudrait établir si la consommation de fruits et de légumes frais de type jaune-vert et/ou d'aliments riches en vitamines A, C, E a un effet protecteur maximal, ce qui permettrait de changer leur rôle dans la diminution du cancer de l'estomac.

NOTE

1 Cette étude a été subventionnée par la Société de recherche sur le cancer. Les auteurs remercient le Dr Mitchell Gail, National Cancer Institute, Bethesda, Maryland (États-Unis) pour l'envoi du programme informatique, M. Bruno Lachance, pour l'avoir rendu opérationnel au Centre de recherche de l'Hôtel-Dieu de Montréal, et le Dr K. Krleza-Jeric, pour ses commentaires.

RÉFÉRENCES

- BAILAR, J.C. et EDERER, F. (1964) Significance factors for the ratios of a Poisson variable to its explication. *Biometrics*, 20 : 639-643.
- BEAUPRÉ, M. (1990) *Rapport annuel des nouveaux cas de cancer déclarés au fichier des tumeurs du Québec: année 1987*. Planification-Évaluation Santé, Services Sociaux, MSSQ (Coll. «Données statistiques et indicateurs»).
- BOIRE, M. (1991) *Épidémiologie de la nutrition du cancer de l'estomac*. Unité de recherche en épidémiologie, Hôtel-Dieu de Montréal. Document interne.
- BRESLOW, N. et DAY, N.E. (1975) Indirect standardization and multiplicative models for rates with reference to the age adjustment of cancer incidence and relative frequency data. *J. Chro. Dis.*, 28 : 289-303.
- CHIANG, C.L. (1961) *Standard error of the age-adjusted death rate*. Vital Statistics-Special reports, selected studies, 4, 9, US DHEW, Washington, D.C., U.S. G.P.O.

- CLIFF, A.D. et HAGGETT, P. (1988) *Atlas of disease distributions. Analytic approaches to epidemiological data*. Blackwell Reference, 260 p.
- CORRÉA, P. et HAENSZEL, W. (1982) *Epidemiology of gastric cancer in the digestive tract*. The Hague/Boston/London, M. Nijhoff Publishers, pp. 60-84.
- CORRÉA, P., CUELLO, C. et DUQUE, E. (1979) Carcinoma and intestinal metaplasia of the stomach of Columbia migrants. *J. Nat. Cancer Inst.*, 44 : 297-306.
- DAVIES, J.M. et CHILVERS, C. (1980) The study of mortality variations in small administrative areas of England and Wales, with special reference to cancer. *J. Epid Community Health*, 34 : 87-92.
- FAIVRE, J., ANGLÉSIO, E., SCHAFFER, P., TUYNS, A. et ZUMINI, A. (1979) Distribution des cancers digestifs dans quelques régions de pays latins. *Rev. Épidem. et Santé Publ.*, 27 : 499-506.
- GAIL, M. (1978) The analysis of heterogeneity for indirect standardized mortality ratios. *J.R. Statist. Soc.*, A. 141, part 2 : 224-234.
- GHADIRIAN, P. et SIMARD, A. (1986) La précision des données du fichier des tumeurs du Québec : bilan 1971-1980. *L'union médicale du Canada*, 116 : 223-226.
- GHADIRIAN, P., THOUÉZ, J.-P., PETIT CLERC, C., RANNOU, A. et BAUDOIN, Y. (1989) *L'incidence des cancers : Atlas de la province de Québec, 1982-1983*. Montréal, Hôtel-Dieu de Montréal.
- GLICK, B. (1979) The spatial autocorrelation of cancer mortality. *Soc. Sci. Med.*, XVIII D : 123-130.
- GRAHAM, S., HAWGHEY, B., MARSHALL, J. et coll. (1990) Diet in the epidemiology of gastric cancer. *Nutr. Cancer*, 13 : 19-34.
- HOWE, M. (1985) *Coord. Global Geocancerology*. Churchill, Livingstone, 450 p.
- HOWSON, C.P., HIYAMA, T. et WYNDER, E.L. (1986) The decline in gastric cancer : epidemiology of an unplanned triumph. *Epidemiologic Reviews*, 8 : 1-27.
- HUGIER, M. et LACAIRE, F. (1980) Cancer de l'estomac : facteurs de survie. *La Nouvelle Presse Médicale*, 9(4) : 231-235.
- HULT, M. S. et BURKITT, D.P. (1986) *The geography of non-infectious disease*. Oxford University Press, pp. 15-17.
- KLEINMAN, J.C. (1977) Age-Adjusted mortality indexes for small areas: applications to health planning. *Am. J. Pract Health*, 67(9) : 834-840.
- KRLEZA-JERIC, K. (1991) *Les risques des maladies chroniques. Le cancer de l'estomac et du colon*. Institut de recherche en santé et médecine du travail, Université de Zagreb, Croatie. Thèse de doctorat.
- LOSLIER, L. (1979) *Modes de vie et disparités de santé. La mortalité dans les zones rurales et les agglomérations du Québec*. Département de géographie, UQAM, 52 p.
- McMICHAEL, A.J., MCGILL, M.G., HARSHOME, J.M. et WOODINGS, T.L. (1980) Pattern of gastro-intestinal cancer in European migrants to Australia. The role of dietary change. *Int. H.J. Cancer*, 25 : 431-437.
- MORGENSTERN, H. (1982) Uses of urologic analysis in epidemiologic research. *Am. J. Pract Health*, 72(12) : 1336-1344.
- MUIR, C.S. (1988) Changing international patterns of cancer incidence. In J.G. Fortner et J.E. Rhoads (éds) *Accomplishments in cancer research*. Philadelphie, J.B. Lippincott Company, pp. 126-144.
- OSHIMA, A. et FUJIMOTO, I. (1983) Cancer of the stomach. In G.J. Bourke *The epidemiology of cancer*. Australia, Croom Held, pp. 116-130.
- PAMPALON, R. (1985) *Géographie de la santé au Québec*. Gouvernement du Québec, p. 42.
- PAMPALON, R., GAUTHIER, D., RAYMOND, G. et BAUDRY, D. (1990) *La santé à la carte*. Publications du Québec, 60 p.
- SAVITZ, D.A. et REDMOND, C.K. (1985) Screening for geographic heterogeneity of disease rates: application to cancer incidence in Alleghany country, Pennsylvania, 1969-71. *J. Chron. Dis.*, 38(2) : 145-156.

-
- SHAN POU TSAI et C.P. WEN (1986) A review of methodological issues of the standardized mortality ratio (SMR) in occupational cohort studies. *Int. J. Epidemiol.* 15(1) : 8-21.
- SOCIÉTÉ CANADIENNE DU CANCER (1987) *Statistiques canadiennes sur le cancer, 1987*. Toronto, 32 p.
- STATISTIQUE CANADA (1991) *Registres provinciaux des tumeurs*. Santé et Bien-être social du Canada, Institut national du cancer du Canada. Statistiques canadiennes sur le cancer.
- THOUÉZ, J.-P. (1988) L'espace et le temps en géographie des maladies. Éléments méthodologiques. *Cahiers Géos*, n° 12, Atelier de géographie, Université P. Valéry, Montpellier, 32 p.
- THOUÉZ, J.-P., BEAUCHAMP, Y., DUBOIS, A. et SIMARD, A. (1981) Cartographie et incidence de certaines tumeurs malignes dans la province de Québec. *Union Méd., Canada*, 110 : 798-802.
- TUYNES, A. J. et REPETTO, F. (1979) Pathologie géographique et cancers digestifs. Situation présente et perspectives d'avenir. *Rev. Épidém. et Santé Publ.*, 27 : 465-477.
- VILLEMANN, P.F. et HOAGLIN, D.C. (1981) *Application, basics and computing of exploratory data analysis*. Boston, Mass., Duxbury Press.

(Acceptation définitive en août 1993)