A B R É G É

Se fondant sur les récents résultats d'une étude ontarienne, nous analysons les profils d'incidence des principaux types de cancer au Québec en 1984-1986 et 1989-1991. À l'aide des données du Fichier des Tumeurs du Québec, nous calculons les rapports d'incidence standardisés par sexe et par Département de santé communautaire de la province. L'analyse géographique des cancers est effectuée à l'aide de deux méthodes d'autocorrélation spatiale (AS). On attribue à la leucémie et au cancer du poumon chez la femme les plus fortes hausses du taux d'incidence au Québec; chez l'homme, le cancer de la prostate et la leucémie montrent les taux d'augmentation les plus élevés ($p < 0,01$). Plusieurs cancers (ex. : poumon, sein, estomac) montrent une AS positive ($p < 0,05$), dénotant des profils d'agrégation de cas. Plusieurs schémas d'agrégation observés au Québec s'apparentent aux schémas ontariens. Nous discutons notamment de la cohérence de nos observations et de celles du groupe ontarien.

A B S T R A C T

Basing our views on recent works of an Ontarian research group, we analyze the profiles of incidence of the main types of cancers observed in the province of Québec for the periods 1984-1986 and 1989-1991. Using the Québec Tumors Registry, we have calculated standardized incidence rates according to sex for each of the 32 departments of community health in the province. A geographical analysis of cancers was conducted via two methods of spatial autocorrelation (SA). Many cancer sites (i.e., breast, lung, stomach) show a positive SA ($p < 0,05$), indicating an aggregation of cases. Several aggregation schemes observed in Québec resemble those observed in Ontario. In women, the highest incidence rate increases are in leukemia and lung cancer; in men, prostate cancer and leukemia show the highest increase of rates ($p < 0,01$). The consistency of our observations with those of the Ontario group is discussed.

Analyse espace/temps de l'incidence de certains sièges de cancer au Québec : 1984-1986 et 1989-1991

Jean-Pierre Thouez, PhD,¹ Jean-François Emard, PhD,¹ Michel Beaupré,²
Jean Latreille, MD,¹ Parviz Ghadirian, PhD¹

La géographie des cancers a largement contribué à la formulation d'hypothèses sur les causes de la maladie, notamment dans les 70 projets de terrains de l'Agence Internationale pour la Recherche sur les Cancers à travers le monde.¹ Des travaux récents ont démontré l'intérêt des atlas des cancers afin de suggérer des hypothèses étiologiques.¹⁻³

Différentes études canadiennes ont porté sur la répartition spatiale des cancers.⁴⁻⁶ Au Québec, Pampalon⁷ a classé les divisions de recensement sur la base de leur mortalité par cancer à l'aide de la méthode d'analyse factorielle. D'autres ont utilisé les techniques d'autocorrélation spatiale afin de déterminer le profil géographique des cancers.^{8,9}

Se fondant sur les travaux de Walter et de ses collaborateurs⁶ réalisés pour l'Ontario, nous analysons les profils d'incidence des principaux sièges de cancer au Québec. Nous cherchons à déterminer les régions qui présentent les plus forts (faibles) risques de cancer. Aussi, nous analysons l'évolution temporelle des cancers afin de mettre en évidence les sièges qui, au cours de la dernière décennie, ont présenté les plus fortes variations d'incidence.

MÉTHODE

Les données proviennent du Fichier des Tumeurs du Québec (FTQ). L'étude des

profils géographiques des cancers au Québec se fait selon le découpage des 32 Départements de santé communautaire (DSC). Les coordonnées résidentielles des cas de tumeur maligne, exprimées sous la forme du code postal, nous permettent de les localiser sur la base des DSC. Nous retenons les intervalles 1984-1986 et 1989-1991. Ce choix s'appuie sur le fait que le Ministère considère les données du FTQ recueillies avant 1984 comme étant peu fiables pour des fins d'analyse. En outre, au moment de réaliser la présente étude, les données de 1992 ne sont pas encore disponibles. L'intérêt porté à la comparaison de deux périodes pourtant si rapprochées s'appuie sur le fait que certains cancers (ex. : prostate, sein) ont connu une hausse significative du nombre de nouveaux cas depuis une dizaine d'années.¹⁰

Nous évaluons par sexe, par DSC et par période le rapport d'incidence standardisé (RIS) sur l'âge. Comme dans l'étude ontarienne, nous utilisons la standardisation indirecte avec les taux d'incidence du Québec comme référence. Les RIS sont accompagnés d'intervalles de confiance (95 % et 99 %) calculés sur la base de la racine carrée du nombre de cas observés.¹¹

L'analyse est effectuée à l'aide de la technique d'autocorrélation spatiale (AS). Une variable à référence spatiale est autocorrélée lorsqu'il est possible de prédire ses valeurs en un point de l'espace à partir des valeurs connues en d'autres points géographiques.¹² L'AS peut être positive ou négative. L'AS est positive lorsque la variable étudiée prend des valeurs similaires à celles des lieux voisins. L'AS négative reflète un profil d'évitement, soit lorsque les taux élevés sont contigus à des taux faibles. Dans la présente, la technique d'AS nous permet de démontrer, le cas échéant,

1. Unité de recherche en épidémiologie, Centre de recherche, Hôpital Hôtel-Dieu de Montréal, Université de Montréal, Montréal (QC)
2. Ministère de la santé et des services sociaux, Québec (QC)

Correspondance : J-F. Emard, PhD, Unité de recherche en épidémiologie, Centre de recherche, Hôpital Hôtel-Dieu de Montréal, 3850, Saint-Urbain, Montréal (QC) H2W 1T8, Tél. : 514-843-2611 Ext.5082, Téléc. : 514-843-2715

Les recherches décrites dans cet article ont été financées par la Société de Recherche sur le Cancer du Canada.

l'existence d'une structure spatiale des cancers.¹²

Nous utilisons deux techniques d'AS, soit l'indice non-paramétrique de rang "D"¹³ et l'indice de Moran "I",¹⁴ afin de juger du niveau d'agrégation spatiale des cancers par sexe et par période. L'indice I est analogue à la structure d'un coefficient de corrélation conventionnel entre des paires de données. En l'absence d'AS, I est près de 0. Inversement, l'AS positive entraîne une valeur I pouvant aller jusqu'à 1. L'indice D se calcule avec le rang des taux. Il représente la différence, en valeur absolue, entre les rangs des données paires. Il y a AS positive lorsque D est petit; l'AS est négative lorsque D est grand. En outre, nous avons appliqué l'indice I_{local} ¹⁵ à chaque cancer présentant une agrégation significative de cas. Le I_{local} permet de mettre en lumière le ou les DSC les plus impliqués dans le phénomène d'agrégation géographique. Nous avons utilisé une matrice de poids binaire construite en fonction des contiguités spatiales entre chaque paire de DSC.

L'étude temporelle des cancers est réalisée en évaluant les plus fortes variations des taux d'incidence entre 1984-1986 et 1989-1991. Les taux sont standardisés (méthode directe) avec la population mondiale comme référence. Une analyse de régression a été effectuée sur les cancers présentant des variations temporelles significatives ($p < 0,01$). Nous appliquons à nouveau la méthode d'AS (I et I_{local}) sur la base des estimés résiduels de la régression, afin de mettre en évidence, le cas échéant, les schémas spatiaux associés aux plus fortes variations temporelles de sièges de cancer.

RÉSULTATS

Les cancers du poumon, du côlon, de la prostate et du sein sont au Québec les plus souvent diagnostiqués, ce qui correspond au profil classique de fréquence des cancers observés ailleurs (Tableau I). Outre les cancers du sein et de la prostate, on remarque chez les deux sexes une hausse appréciable de l'incidence de la leucémie entre 1984-1986 et 1989-1991. Inversement, l'incidence du cancer de l'estomac est en régression chez les hommes comme chez les femmes (Tableau I).

TABLEAU I
Mesure du taux d'incidence standardisé par siège de cancer et par sexe
au Québec : 1984-1986 et 1989-1991

Siège (CIM-9) et sexe	Nombre de cas observés (1984-1986)	Taux d'incidence* annuel moyen 1984-86 (/100 000)	Nombre de cas observés (1989-1991)	Taux d'incidence* annuel moyen 1989-91 (/100 000)
Cavité buccale et pharynx (140-149)				
F	153	3.6	161	3.2
H	538	15.0	509	12.5
Estomac (151)				
F	319	6.4	302	5.2
H	538	14.6	504	12.0
Côlon (153)				
F	1152	23.8	1188	21.5
H	954	26.0	1076	26.0
Rectum (154)				
F	534	11.3	571	10.7
H	687	18.9	739	18.0
Pancréas (157)				
F	308	6.2	330	5.9
H	376	10.3	354	8.6
Poumon (162)				
F	979	22.4	1381	27.7
H	3099	86.1	3382	82.8
Sein (174-175)				
F	2980	69.5	3435	70.8
H	68	0.6	85	0.7
Utérus (182)				
F	659	15.1	665	13.4
Ovaire (183)				
F	467	11.0	490	10.3
Prostate (185)				
H	1866	49.9	2304	54.4
Vessie (188)				
F	321	6.7	324	6.0
H	874	23.9	983	23.7
Rein (189)				
F	256	5.7	306	6.2
H	385	10.7	466	11.5
Glandes endocrines (193-194)				
F	161	4.1	195	4.6
H	73	2.1	84	2.2
Leucémies (204-208)				
F	213	5.0	329	6.9
H	278	8.0	429	11.0

* Taux standardisés par la méthode directe avec la population mondiale comme référence.

Les résultats qui découlent de l'application des méthodes d'AS à l'échelle des DSC indiquent pour certains sièges la présence d'agrégats (Tableau II). On observe chez les femmes en 1984-1986 une AS significativement positive ($p < 0,05$) pour les cancers du sein ($D=7,01$) et de l'utérus (8,41). Plusieurs autres sièges tendent à s'autocorréler spatialement au cours de 1989-1991 (Tableau II). Seuls les cancers du sein et de l'utérus montrent une tendance à la désagrégation spatiale de cas avec le temps. Chez les hommes, les valeurs significatives de D attribuables à une agrégation de cas concernent les cancers de l'estomac, du poumon et de la vessie.

Les résultats d'AS via l'indice I correspondent aux schémas d'agrégation de cas qui découlent de l'indice non-

paramétrique D. Cependant, pour plusieurs sièges, ces schémas perdent leur signification statistique (Tableau II).

Les quelques résultats significatifs ($p < 0,0016$; $\alpha = 0,05$ / 32 DSC) de l'indice I_{local} évalués pour les cancers qui présentent une AS positive ($p < 0,01$) ont été associés au cancer de l'estomac chez la femme et chez l'homme au cours de 1984-1986. Ainsi, dans la population féminine, l'agrégation spatiale du cancer de l'estomac est conséquente des taux très élevés des DSC du Saguenay et de la Côte-Nord. Chez les hommes, seul le DSC de la Côte-Nord contribue significativement au processus d'agrégation spatiale de ce cancer.

La leucémie et le cancer du poumon présentent les plus fortes hausses de taux d'incidence chez la femme entre 1984-

TABLEAU II
Résultats de l'autocorrélation spatiale appliquée aux rapports d'incidence standardisés par sexe en fonction des principaux sièges de cancer au Québec : 1984-1986 et 1989-1991

Siège (CIM-9) et sexe	1984-1986			1989-1991		
	Coefficient de variation (%)*	Indice D	Indice I	Coefficient de variation (%)*	Indice D	Indice I
Cavité buccale et pharynx (140-149)						
F	18	10.31	0.05	17	9.31†	0.55†
H	16	11.16	-0.08	14	11.66	-0.26
Estomac (151)						
F	26	9.78	0.59†	25	9.34†	0.31
H	21	8.49†	0.60†	19	9.48†	0.40
Côlon (153)						
F	25	10.36	0.22	23	10.75	0.07
H	21	11.33	0.19	18	11.20	0.03
Rectum (154)						
F	24	9.97	0.13	21	9.25†	0.27
H	19	9.71	0.23	16	9.60	0.29
Pancréas (157)						
F	27	9.87	0.29	24	9.25†	0.00
H	20	12.08	-0.19	17	11.25	-0.10
Poumon (162)						
F	20	9.59	0.42	18	7.80†	0.75†
H	19	8.69†	0.52	17	8.40†	0.48
Sein (174-175)						
F	17	7.01†	0.93†	14	8.97†	0.37
H	—	—	—	—	—	—
Utérus (182)						
F	20	8.41†	0.27	18	10.22	0.17
Ovaire (183)						
F	17	9.54	0.13	14	10.03	0.20
Prostate (185)						
H	25	11.30	-0.15	23	10.08	0.26
Vessie (188)						
F	25	10.31	0.21	22	9.25†	0.28
H	21	9.20†	0.60†	18	8.33†	0.75†
Rein (189)						
F	22	10.69	0.09	18	10.91	-0.29
H	17	9.81	0.11	14	10.75	-0.24
Glandes endocrines (193-194)						
F	7	11.32	-0.19	6	10.20	0.44
H	6	11.76	-0.07	6	11.29	-0.04
Leucémies (204-208)						
F	18	12.07	-0.31	18	10.66	-0.03
H	16	11.31	-0.13	15	10.68	0.09

* Calculé sur la base des taux d'incidence standardisé (méthode indirecte) des DSC.

— Trop petit nombre de cas.

† Significatif ($\alpha < 0.01$).

1986 et 1989-1991 (résultats non-présentés). Chez l'homme, la leucémie et le cancer de la prostate indiquent les taux d'augmentation les plus importants ($p < 0,01$). Les résultats d'AS découlant du calcul de I avec les valeurs résiduelles de l'analyse de régression dénotent une AS positive pour chacun de ces cancers (résultats non-présentés). Seul, le cancer du poumon chez la femme présente un schéma d'agrégation spatiale significatif ($I = 0,59$; $p < 0,05$). Le I_{local} indique que ce sont certains DSC de l'île de Montréal, soit les DSC de Montréal-ouest et Centre-sud, qui contribuent le plus au processus d'agrégation spatio-temporelle du cancer du poumon chez la femme au Québec.

DISCUSSION

Même si l'évaluation des taux d'incidence ontariens se rapporte à une période (1976-1986) antérieure à la nôtre, les taux d'incidence de différents cancers au Québec en 1984-1986 et 1989-1991 sont comparables aux taux estimés pour l'Ontario. Certains écarts appréciables entre les taux moyens québécois et ontariens tel qu'observé pour le cancer du poumon (hommes), du rein et de la leucémie peuvent s'expliquer notamment en raison du décalage temporel entre les périodes retenues dans chacune des deux études.

Concernant les schémas d'agrégation (ou d'évitement) évalués par l'AS, nos résultats

se comparent généralement aux résultats ontariens. L'organisation géographique du cancer du poumon semble impliquer davantage les secteurs industriels ontariens et québécois, tel que démontré par les cartes⁶ et les valeurs du I_{local} par DSC au Québec. Le fait urbain n'explique pas toutes les concentrations géographiques observées. Une étude précédente d'AS aux données d'incidence et de mortalité par cancer entre 1984 et 1988 montrait un agrégat plus marqué pour le cancer du poumon chez les hommes par rapport aux femmes.¹⁶ Les ratios d'incidence s'avéraient être plus élevés en milieu rural chez les hommes; et la mortalité plus importante en milieu urbain chez les femmes.

La leucémie se distingue au Québec comme en Ontario par un schéma général d'évitement spatial. On suggère non seulement le rôle de facteurs locaux d'origine virale¹⁷ à la leucémie, mais aussi de produits toxiques tel que les pesticides¹⁸ ou l'effet d'une exposition aux champs magnétiques.¹⁹

Toutefois, d'autres cancers présentent des schémas d'AS différents entre les deux provinces. D'une part, le cancer du sein se distingue au Québec par un schéma d'agrégation, ce qui n'est pas le cas en Ontario. Cette observation pour le Québec avait été mise en évidence récemment par Drapeau et ses collaborateurs.²⁰ Outre les composantes génétique et toxico-environnementale, certains cofacteurs socioculturels interviendraient dans le développement du cancer du sein. D'autre part, le cancer de la prostate qui, au Québec, ne semble montrer aucune organisation géographique particulière, est fortement autocorrélé en Ontario. Certaines questions relatives aux méthodes de détection précoces, de l'âge avancé de certains patients ou du stade de développement de la maladie pourraient représenter une source d'explication. Il y a aussi la question entourant les pratiques cliniques; celles-ci varient entre les régions.²¹

Au Québec, le problème de sous-déclaration des tumeurs tient à la population traitée hors province, tout particulièrement en Ontario. Cette perte ne représente toutefois qu'un pourcentage inférieur à 2 % du total des cancers récemment enregistrés au Québec.²² Aussi, plusieurs

tumeurs sont de plus en plus fréquemment diagnostiquées en cabinet de médecin et traitées à l'hôpital sur une base externe, évitant ainsi d'être enregistrées dans le FTQ. Ce phénomène s'applique à certains sièges plus facilement diagnostiqués comme la peau par exemple.²²

Nous avons appliqué comme dans l'étude ontarienne les méthodes classiques d'AS, avec en plus, le calcul du I_{local} de Moran. Nos prochains travaux d'analyse spatiale des cancers au Québec seront réalisés à l'aide du calcul du I_{local} ajusté en fonction de la densité populationnelle d'unités spatiales plus raffinées. Cette approche devrait nous amener à circonscrire avec une plus grande efficacité les régions d'impact dans l'organisation spatiale des cancers pour ainsi mieux comprendre les facteurs en cause.

BIBLIOGRAPHIE

1. Muir C, Waterhouse J, Mack T, et al. *Cancer Incidence in Five Continents*, Volume V. IARC Scientific Publication no.88, Lyon: International Agency for Research on Cancer, 1987.
2. Thouez J-P, Ghadirian P, Beaudré M, et al. L'incidence du cancer au Québec par DSC, 1984-1988. Montréal: Centre de recherche, Hôpital Hôtel-Dieu de Montréal, Rapport de recherche 1992-001-CR-HDM, 1992.
3. Ghadirian P, Thouez J-P, Latreille J, et al. La mortalité par cancer selon les DSC, 1984-1988. Montréal: Centre de recherche, Hôpital Hôtel-Dieu de Montréal, Rapport de recherche 1992-001-CR-HDM, 1992.
4. Thouez J-P. Human cancer in the Americas. Dans: Howe GM, *Global Geocancerology*. London: Churchill Livingstone;45-60.
5. Walter SD. The analysis of regional patterns in health data II. The power to detect environmental effects. *Am J Epidemiol* 1992;136(6):742-59.
6. Walter SD, Birnie SE, Marrett LD, et al. The geographic variation of cancer incidence in Ontario. *Am J Public Health* 1994;84(3):367-76.
7. Pampalon R. *Géographie de la santé au Québec*. Québec: Les Publications du Québec, 1985.
8. Drapeau A, Thouez J-P, Ghadirian P. La distribution spatiale des cancers du sein, du col et du corps de l'utérus et de l'ovaire au Québec entre 1984 et 1988. Montréal: Centre de recherche, Hôpital Hôtel-Dieu de Montréal, Rapport de recherche 1993-005-CR-HDM, 1993.
9. Gbary AR, Philippe P, Ducic S, Beland F. Distribution spatiale de sièges anatomiques choisis de cancer au Québec. *Soc Sci Med* 1995;6:863-72.
10. Institut national du Cancer du Canada. Registres provinciaux des tumeurs, Santé Canada, 1996.
11. Bernard PM, Lapointe C. *Mesures statistiques en épidémiologie*. Québec: Presses de l'Université du Québec, 1987.
12. Élie D, Legendre P. Autocorrélation spatiale et déplacement de la criminalité. *Criminologie* 1992;25(2):139-54.
13. Walter SD. Assessing spatial patterns in disease rates. *Statistics in Medicine* 1993;12:1885-94.
14. Griffith DA, Amrhein CG. *Statistical Analysis for Geographers*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall, 1991.
15. Anselin L. Local indicators of spatial association - LISA. *Geog Anal* 1995;27(2):93-115.
16. Thouez J-P, Ghadirian P, Iacurto P. La géographie du cancer du poumon au Québec. *Le Géographe Canadien* 1994;38(2):162-73.
17. Miller RW. Geographical and ethnic differences in the occurrence of childhood cancer. IARC Scientific Publications 1988;87:3-7.
18. Godon D, Lajoie P, Thouez J-P. Mortalité par cancer du cerveau, des tissus lymphatiques et la leucémie selon l'utilisation des pesticides, en agriculture, au Québec (1976-1985). *Can J Public Health* 1991;82(3):174-80.
19. Thériault G, Goldberg M, Miller AB, et al. Cancer risks associated with occupational exposure to magnetic fields among electric utility workers in Ontario and Québec, Canada and France: 1970-1989. *Am J Epidemiol* 1994;139(6):550-72.
20. Drapeau A, Thouez J-P, Ghadirian P. Homogénéité de la distribution spatiale des cancers du système reproducteur féminin. *Soc Sci Med* 1995;43(8):1-7.
21. Levy I. Le cancer de la prostate au Canada: incidence et taux de mortalité. *Maladies Chroniques au Canada* 1995;16(1 suppl.):52-57.
22. Beaudré M. Rapport annuel des nouveaux cas de cancer déclarés au fichier des tumeurs du Québec, 1991. Québec: Direction générale de la planification et de l'évaluation. Ministère de la Santé et des Services sociaux, 1994.

Reçu: 30 janvier 1996

Accepté: 23 septembre 1996

Co-parrainée par
l'Association de santé
publique de la Nouvelle-Écosse

Investir dans la santé

Comment façonner les politiques du secteur public

Du 6 au 9 juillet 1997 • World Trade & Convention Centre
Halifax (Nouvelle-Écosse)

Pour plus de renseignements, veuillez contacter :

88e Conférence annuelle de l'ACSP