



Maladies chroniques au Canada

Volume 21, n^o 2
2000

Dans ce numéro

-
- 53 **Commentaire**
Surveillance de l'usage du tabac au Canada : besoin d'une stratégie
Roberta Ferrence et Thomas Stephens
-
- 58 **Prédicteurs de l'abandon du tabac dans une intervention communautaire axée sur la récompense**
Namrata Bains, William Pickett, Brian Laundry et Darlene Mecredy
-
- 66 **Prévention du tabagisme en milieu scolaire : les coûts économiques par rapport aux avantages**
Thomas Stephens, Murray J. Kaiserman, Douglas J. McCall et Carol Sutherland-Brown
-
- 73 **Évaluation pratique de la forme abrégée pour la dépression majeure du Composite International Diagnostic Interview auprès d'un échantillon de sujets choisis dans la collectivité**
Scott B. Patten, Jennifer Brandon-Christie, Jennifer Devji et Brandy Sedmak
-
- 78 **Espérance de vie ajustée selon l'état de santé à l'échelon local en Ontario**
Douglas G. Manuel, Vivek Goel, J. Ivan Williams et Paul Corey
-
- 87 **Le Registre du cancer familial du côlon de l'Ontario : méthodes et taux de réponse de la première année**
Michelle Cotterchio, Gail McKeown-Eyssen, Heather Sutherland, Giau Buchan, Melyssa Aronson, Alexandra M. Easson, Jeannette Macey, Eric Holowaty et Steven Gallinger

(suite au verso)

Notre mission est d'aider les Canadiens et les Canadiennes
à maintenir et à améliorer leur état de santé.

Santé Canada

Table des matières (suite)

94	Recension de livre The Burden of Disease Among the Global Poor: Current Situation, Future Trends, and Implications for Strategy <i>Franklin White (a fait la recension)</i>
96	Nouvelle ressource
97	Calendrier des événements

Information à l'intention des auteurs (*sur la couverture arrière intérieure*)



Commentaire

Surveillance de l'usage du tabac au Canada : besoin d'une stratégie

Roberta Ferrence et Thomas Stephens

Résumé

Au Canada, le tabagisme est surveillé à l'échelle nationale grâce à des enquêtes sur la population depuis 35 ans, mais le degré de constance et de rigueur de ces enquêtes n'a pas été suffisant pour étudier un problème de l'ampleur du tabagisme. Le manque de constance des méthodes employées et la périodicité irrégulière des enquêtes ne sont que deux des caractéristiques qui empêchent de bien suivre l'évolution du tabagisme au pays. De plus, l'absence de données courantes sur les politiques de lutte contre le tabagisme (sauf sur le prix des cigarettes) n'aide pas à comprendre les facteurs qui déterminent l'évolution de la prévalence. Deux nouvelles séries d'enquêtes — l'Enquête de surveillance de l'usage du tabac au Canada (ESUTC) et l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) — devraient permettre d'améliorer la situation. Nous sommes d'avis qu'elles constituent toutes deux des éléments cruciaux d'un système national de surveillance du tabagisme et que, en donnant son appui à l'ESUTC en particulier, Santé Canada pourrait établir une nouvelle norme internationale en matière de surveillance.

Mots clés : Canada; surveillance; tabagisme

Introduction

Il est inutile de rappeler dans le détail les ravages causés par le tabac au Canada. Les estimations faisant état de coûts globaux de 9,56 milliards de dollars aux chapitres de la santé et de l'économie en 1992¹ sont prudentes. Même avant la réduction, en 1994, des taxes fédérales et provinciales sur le tabac, les coûts associés au tabagisme équivalaient au double des recettes fiscales tirées du tabac².

Malgré tout ce que l'on sait des stratégies capables d'atténuer les dommages causés par le tabac³ et l'application à différents degrés d'un bon nombre de stratégies du genre à différents endroits au Canada, il n'existe pas vraiment de surveillance et d'évaluation systématiques de leur impact. À la différence des États-Unis et de l'Ontario, le Canada n'a jamais mis en oeuvre de système de surveillance permettant une collecte systématique de données sur divers aspects des habitudes tabagiques et sur les déterminants du tabagisme. Voilà 35 ans que le Canada fait enquête sur le tabagisme chez

l'adulte au palier national, mais le manque de constance des méthodes employées et la fréquence irrégulière des enquêtes n'ont pas permis de recueillir de l'information d'une utilité proportionnelle à l'ampleur du problème. Compte tenu de ces lacunes, il est très difficile d'estimer l'impact des changements de politique, dont l'importante réduction de taxe introduite assez précipitamment dans cinq provinces canadiennes en février 1994⁴, soit près de trois ans après la dernière enquête nationale sur le comportement tabagique. L'industrie du tabac utilise régulièrement à son avantage, la dernière fois en mai de cette année⁵, la confusion apparente qui existe quant aux effets des politiques gouvernementales, particulièrement en matière fiscale.

Engagement de Santé Canada

Le besoin d'un système national de surveillance, tout comme les effets du tabagisme sur la santé et les coûts économiques qu'ils entraînent, semblent bien compris et admis, du moins en principe. Il y a environ dix ans, le

Références des auteurs

Roberta Ferrence, Unité de recherche sur le tabac de l'Ontario, University of Toronto; et Department of Public Health Sciences, University of Toronto; et Centre for Addiction and Mental Health, Toronto (Ontario)

Thomas Stephens, Unité de recherche sur le tabac de l'Ontario, University of Toronto; et Department of Public Health Sciences, University of Toronto; et Thomas Stephens & Associates, Manotick (Ontario)

Correspondance : D^{re} Roberta Ferrence, Ontario Tobacco Research Unit, 33 Russell Street, Toronto (Ontario) M5S 2S1; Téléc : (416) 595-6068; Courriel : roberta.ferrence@utoronto.ca

TABLEAU 1
Enquêtes nationales répétées sur l'usage du tabac, Canada, 1965–1999

Année(s)	Enquête(s)	Collecte de données	Plan d'enquête (transversal sauf indication contraire)	Représentativité de l'échantillon
1965, 1970, 1974, 1975, 1977, 1981, 1983, 1986	Enquête sur la population active, suppléments	Entrevue personnelle, grande quantité de données par personne interposée pour les 15 à 19 ans jusqu'aux années 80	Collecte en décembre; plusieurs personnes par ménage	Toutes les personnes de 15 ans + dans 19 000–30 000 ménages
1978-1979 (devait être permanente; abandonnée après un an)	Enquête Santé Canada	Questionnaire remis en main propre et rempli par le répondant	Juillet 1978–mars 1979; plusieurs personnes par ménage	21 000 personnes de 15 ans +
1985, 1990 (1996-1997)	Enquête Promotion Santé Canada	Entrevue téléphonique en 1985, 1990; entrevue personnelle en 1996-1997	Juin 1985; juin 1990; partie de l'ENSP en 1996-1997; une personne par ménage	1985 : 11 000 personnes de 15 ans +; 1990 : 14 000 personnes de 15 ans +; 1996-1997 : 12 ans +
1994-1995, 1996-1997, 1998-1999	Enquête nationale sur la santé de la population	Entrevue personnelle	Longitudinal, avec des suppléments transversaux périodiques	1994-1995 : 17 000 personnes de 12 ans +; 1996-1997 : gros échantillon transversal en Ontario
1994-1995 (4 cycles)	Enquête sur le tabagisme au Canada	Entrevue téléphonique	Longitudinal; collecte trimestrielle débutant au printemps 1994	16,000 personnes de 15 ans +; moins lors des cycles subséquents
1985, 1991, 1995	Enquête sociale générale	Entrevue téléphonique (personnelle pour les 65 ans + en 1985)	Septembre–octobre 1985; janvier–décembre 1990	11 000–12 000 personnes de 15 ans +

Nota : Le récent compte rendu de Kendall et coll. (référence 10) fournit plus de détails sur ces enquêtes et d'autres enquêtes concernant la santé, et notamment sur la fréquence, les sujets et les taux de réponse.

premier *Document d'orientation du Programme national de lutte contre le tabagisme du Canada*⁶ fixait comme objectifs stratégiques la recherche et le développement des connaissances, notamment par des enquêtes permanentes sur l'usage du tabac qui faciliteraient la planification au palier régional. Lors du renouvellement de la Stratégie nationale en 1993⁷, on a de nouveau fait état de lacunes dans les données, et notamment de l'absence criante de renseignements de base nécessaires pour atteindre bon nombre des buts nationaux. Et pourtant, une bonne partie de ces lacunes subsistent aujourd'hui.

Le rapport de Santé Canada intitulé *La lutte contre le tabagisme : un plan directeur pour protéger la santé des Canadiens et des Canadiennes*⁸ a ajouté un élément sans doute valable au débat en proposant d'imposer des exigences additionnelles à l'industrie du tabac, soit celles de déclarer les ventes, les éléments constitutifs des produits et d'autres renseignements exclusifs d'intérêt commercial. Par ailleurs, l'industrie dispose des plus longues séries chronologiques uniformes sur l'usage du tabac au Canada, mais cette information n'est toujours pas accessible aux programmes de lutte contre le tabagisme^a.

Plus récemment, on a réitéré dans la Stratégie nationale de lutte contre le tabagisme au Canada, la nécessité de sonder régulièrement les connaissances, attitudes et comportements entourant le tabagisme et la

fumée secondaire chez les enfants, les adolescents et les adultes, ainsi que de suivre et évaluer les interventions et leurs résultats de façon continue⁹.

Cette reconnaissance officielle du besoin d'exercer une surveillance s'est accompagnée d'une grande activité au palier national dans le domaine des enquêtes (tableau 1), sans toutefois qu'il y ait d'approche systématique¹⁰. La périodicité de la plupart des séries de données dépasse largement deux ans, ce qui est beaucoup trop long pour pouvoir détecter les changements et encore plus pour pouvoir les rattacher à des changements de politique. Par exemple, il n'y a eu aucune enquête nationale comme telle en 1992 et 1993, ce qui, comme on l'a déjà signalé, a permis de faire toutes sortes de suppositions quant aux fluctuations des taux de tabagisme pendant cette période.

Il y a eu d'autres enquêtes uniques importantes, outre celles qui sont citées dans le tableau 1, notamment l'Enquête de 1994 sur le tabagisme chez les jeunes¹¹, qui portait sur le groupe des 10 à 19 ans. Ces enquêtes ont produit des données très utiles, mais elles ont moins de valeur du fait qu'elles ne sont pas assez fréquentes. De plus, comme le montre le tableau 1, on dispose d'assez peu de données sur les années critiques antérieures à 15 ans, ce qui est un vestige d'une époque où la surveillance du tabac constituait un ajout à une enquête sur la population active.

^a Même si de telles données étaient disponibles, elles ne pourraient se substituer à une surveillance fédérale. Pour ce qui est des données de l'industrie, même si elles sont constantes et recueillies régulièrement, elles n'englobent pas les jeunes et sont basées sur un échantillonnage par quotas, qui présente plusieurs limites.

Depuis le milieu des années 90, on a également effectué plusieurs études sur les politiques de lutte contre le tabagisme, dont des enquêtes nationales sur ce qui suit :

Conformité des détaillants (A.C. Nielson 1995, 1996, 1997, 1998)¹²

Restrictions applicables à l'usage du tabac dans les municipalités en 1991 et 1995 (Santé Canada, 1992, 1995)^{13,14}

Restrictions applicables à l'usage du tabac dans d'autres endroits publics (Goss Gilroy, 1995)¹⁵

Attitudes et connaissances associées aux restrictions quant à l'usage du tabac à la maison (EKOS, 1995)¹⁶

Programmes scolaires de prévention du tabagisme (Santé Canada, 1994)¹⁷

Un autre élément important de cette liste, quoiqu'il ne serve pas à surveiller l'usage du tabac, est l'enquête trimestrielle de Statistique Canada sur le prix des cigarettes¹⁸.

Toutes ces études ont fourni des données utiles sur la politique de lutte contre le tabagisme. Cependant, mis à part l'enquête sur les prix, une seule d'entre elles (sur la conformité des détaillants) a jusqu'ici produit plus de deux points de données.

En plus de permettre d'évaluer la politique et la mesure dans laquelle elle est appliquée correctement (p. ex., conformité des détaillants), ces études peuvent fournir des renseignements importants sur la contribution relative de mesures particulières de lutte contre le tabagisme, lorsqu'elles sont associées à des données concernant les habitudes tabagiques provenant d'enquêtes sur la population¹⁹.

Outils de surveillance actuels

La surveillance parmi la population semble s'être considérablement améliorée ces derniers temps. En 1999, l'Enquête de surveillance de l'usage du tabac au Canada (ESUTC) a été instituée pour surveiller l'usage du tabac au Canada²⁰. Il s'agit de la deuxième enquête seulement effectuée au Canada sur l'usage du tabac parmi les adultes, et sa portée est vaste : usage des cigarettes et d'autres formes de tabac, âge auquel on commence à fumer, accès aux cigarettes, abandon (incluant les raisons et les facteurs incitatifs), utilisation de produits facilitant l'abandon, volonté d'abandonner, exposition à la fumée secondaire, restrictions applicables à l'usage du tabac à la maison, attitudes à l'égard des politiques de lutte contre le tabagisme, croyances entourant les cigarettes «légères» et sensibilisation aux activités de commandite de l'industrie du tabac. Une collecte de données mensuelle permet d'évaluer des changements particuliers de façon plus précise et fournit un plus grand nombre de points de données menant à des analyses plus valables.

En septembre 2000, Statistique Canada lancera l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC). Le contenu de base de cette enquête omnibus sur la santé inclura le type de fumeur, la quantité fumée,

l'abandon, l'âge auquel le sujet a commencé à fumer, l'usage d'autres produits du tabac, les restrictions dans le milieu de travail et l'exposition à la fumée secondaire. L'ESCC constituera un complément important dans l'arsenal des moyens de surveillance, mais ce que l'on gagnera en constance et en rigueur, on le perdra probablement en souplesse et promptitude. Mais c'est là qu'interviendra l'ESUTC. Une comparaison des deux enquêtes par rapport à un certain nombre de paramètres révèle que chacune présente des points forts importants en matière de surveillance du tabagisme (tableau 2).

L'ESCC est conçue pour fournir des données de planification fondamentales à 130 unités de santé locales sur une vaste gamme de sujets. Ses points forts seront la grande taille de l'échantillon (tous les deux ans) et la couverture géographique. Avec des données régionales à jour provenant d'autres sources (p. ex., conformité des détaillants ou réglementation municipale), il sera très facile non seulement de surveiller, mais également d'évaluer l'impact de certaines politiques de lutte contre le tabagisme sur les composantes fondamentales de l'usage du tabac. Cependant, les données sur les jeunes au cours des années où l'échantillon sera moindre seront moins fiables que celles de l'ESUTC. Un autre point faible de l'ESCC est sa lenteur. Le délai entre le moment où un nouveau sujet est introduit et le moment où les résultats deviennent disponibles sera de beaucoup supérieur à deux ans, si l'on en juge par le rendement à ce jour de l'Enquête nationale sur la santé de la population et la taille comme telle de cette nouvelle enquête. Par contre, l'ESUTC a terminé un cycle et a démontré qu'elle peut produire des données sur de nouveaux sujets en passablement moins qu'un an. Cet avantage découle du fait que son contenu est plus ciblé et du fait que l'enquête est gérée à l'interne. De plus, il y a peu de limites quant au genre de contenu qui peut être inclus relativement au tabac²⁰.

Composantes d'un système national de surveillance

Compte tenu de l'importance qu'il y a à surveiller non seulement l'usage du tabac, mais également les «intrants»²¹ des politiques sur le tabac, nous recommandons d'inclure les composantes suivantes dans un système national de surveillance.

Une enquête permanente sur la population, capable de fournir des données régionales sur des indicateurs fondamentaux de l'usage du tabac (c.-à-d. l'ESCC tous les deux ans, à compter de 2000-2001)

Un programme permanent d'enquêtes et d'études spéciales capable de fournir des données régionales sur les intrants des politiques sur le tabac, qui, en association avec les données de l'ESCC, serviront à évaluer l'impact des politiques, notamment en matière de fiscalité, d'assainissement de l'air et d'éducation du public

TABLEAU 2
Caractéristiques de deux enquêtes nationales sur l'usage du tabac et des indicateurs connexes

Caractéristique	ESUTC ²¹	ESCC
SUJETS		
Liés au tabac	- vaste couverture : comportements	- comportements fondamentaux
Autres sujets	- données démographiques seulement	- vaste couverture (enquête omnibus sur la santé)
Déterminés par :	- Santé Canada	- Statistique Canada, vaste processus de consultation
Sujets additionnels liés au tabac	- hautement réalisable	- improbable au palier national
ÉCHANTILLON		
Taille globale	- 20 000 (10 000 de 15–24 ans)	- 130 000 et 30 000 en alternance
Âges inclus	-15 ans +	- 12 ans +
Fiabilité provinciale	- très grande dans l'ensemble; grande pour les jeunes en raison d'un suréchantillonnage	- excellente les années où l'échantillon est plus grand; grande les autres années dans l'ensemble; passable pour les jeunes
DÉLAIS		
Introduction de nouveaux sujets	- environ 3 mois	- environ 16–18 mois
Données disponibles	- 2–3 mois après la collecte	- non connu, mais Statistique Canada promet de 3–6 mois
Publication des résultats	- 3 mois de plus	- 3–6 mois de plus
Délai total	- 8–9 mois	- 2–2,5 ans +

Une enquête permanente sur la population, capable de fournir des données provinciales fiables sur de nouvelles situations qui se présentent dans le domaine de la lutte contre le tabagisme, ainsi que sur l'usage du tabac comme tel, en ayant la souplesse voulue pour cibler des groupes précis tels que les jeunes, les femmes en âge de procréer, les gros fumeurs, etc. (c.-à-d. l'ESUTC, de préférence tous les ans ou, du moins, tous les deux ans après 1999)

Les éléments d'un tel système de surveillance sont connus et ils pourraient facilement être mis en place. Il ne semble toutefois pas y avoir de volonté durable d'appuyer l'ESUTC, ni de projet évident d'évaluer systématiquement les intrants des politiques. En continuant de reculer devant l'adoption de ce système ou d'un système équivalent — avec un engagement à assurer une constance pour l'avenir —, on entravera sérieusement les politiques de lutte contre le tabagisme et la recherche sur le tabac au Canada. L'adoption d'un tel plan, que viendraient compléter l'ESCC et l'ESUTC, pourrait simultanément placer le Canada dans un rôle de chef de file international en matière de surveillance de l'usage du tabac et créer un partenariat productif entre Santé Canada et ses vis-à-vis provinciaux.

Références

1. Single E, Robson L, Xie X, Rehm J. The economic costs of alcohol, tobacco and illicit drugs in Canada, 1992. *Addiction* 1998;93:991–1006.
2. Kaiserman MJ. Le coût de tabagisme au Canada, 1991. *Maladies chroniques au Canada* 1997;18(1):15–22.
3. Lantz PM, Jacobson PD, Watner KE, Wasserman J, Pollack HA, Berson J, et al. Investing in youth tobacco

control: a review of smoking prevention and control strategies. *Tobacco Control* 2000;9:47–63.

4. Stephens T. Tendances dans la prévalence du tabagisme de 1991 à 1994 [rapport d'atelier]. *Maladies chroniques au Canada* 1995;16(1):31–7.
5. Parker R. Youth smoking increases happened before tax cuts. *Toronto Star*. 2000 mai 16; Letters.
6. Comité de consultation, de planification et de mise en oeuvre. *Document d'orientation du Programme national de lutte contre le tabagisme du Canada*. Ottawa: Santé Canada, 1987.
7. Santé Canada. *Guide de repérage pour l'établissement des objectifs stratégiques nationaux*. Ottawa: Santé Canada, 1993.
8. Santé Canada. *La lutte contre le tabagisme : un plan directeur pour protéger la santé des Canadiens et des Canadiennes*. Ottawa: Santé Canada, 1995.
9. Comité directeur de la stratégie nationale pour la réduction du tabagisme au Canada, en partenariat avec le Comité consultatif sur la santé de la population. *Nouvelles orientations pour le contrôle du tabac au Canada*. Ottawa, 1999.
10. Kendall O, Lipskie T, MacEachern S. Enquêtes canadiennes sur la santé, de 1950 à 1997. *Maladies chroniques au Canada* 1997;18(2):79–101.
11. Santé Canada (Stephens T, Morin M, rédacteurs.). *Enquête de 1994 sur le tabagisme chez les jeunes : rapport technique*. Ottawa, 1996.
12. Nielsen AC. *Final report of findings: measurement of retailer compliance with respect to tobacco sales-to-minors legislation*. Préparé pour Santé Canada, 1995 (1996, 1997, 1998 également).
13. Santé Canada. *Règlements municipaux sur l'usage du tabac, 1991*. Ottawa, 1992.
14. Santé Canada. *Règlements municipaux sur l'usage du tabac, 1995*. Ottawa: Bureau de la lutte au tabac, Direction générale de la protection de la santé; Santé Canada, 1995.

15. Goss Gilroy Inc. et Thomas Stephens & Associates. *Study of smoking policies in various settings in Canada*. Rapport préparé pour la Direction de la promotion de la santé, Santé Canada. Ottawa: Santé Canada, 1995 août.
16. EKOS Research Associates Inc. *An assessment of knowledge, attitudes, and practices concerning environmental tobacco smoke. Final report*. Soumis à Santé Canada, 1995 mars.
17. Santé Canada. *Programmes de prévention de l'usage du tabac dans les écoles : enquête nationale*. Ottawa, 1994.
18. Statistique Canada. *Prix à la consommation et indices des prix*. Ottawa: Statistique Canada; cat. 62-010-C (trimestriel).
19. Stephens T, Pederson LL, Koval JJ, Kim C. The relationship of cigarette prices and smoke-free bylaws to the prevalence of smoking in Canada. *Am J Public Health* 1997;87:1519-21.
20. Santé Canada. *Enquête de surveillance de l'usage du tabac au Canada, phase 1. Sommaire des résultats*. Ottawa: Santé Canada, 2000 janv.
21. Wakefield MA, Chaloupka FJ. Improving the measurement and use of tobacco control "inputs" [éditorial]. *Tobacco Control* 1998;78:333-5. ■

Prédicteurs de l'abandon du tabac dans une intervention communautaire axée sur la récompense

Namrata Bains, William Pickett, Brian Laundry et Darlene Mecredy

Résumé

Le concours *Quit and Win*, («J'arrête, j'y gagne!»), intervention axée sur la récompense, a été implanté dans deux comtés de l'Est de l'Ontario afin d'encourager les fumeurs à renoncer au tabagisme. Les participants ($n = 231$) ont été comparés à un groupe de fumeurs adultes choisis au hasard ($n = 385$) dans une plus vaste région couvrant quatre comtés. Les caractéristiques initiales ont été établies au moyen d'une interview téléphonique et comprenaient des facteurs socio-démographiques et des facteurs liés au tabagisme. Des interviews de suivi ont aussi été menées par téléphone. Les taux de réponse à l'interview initiale et à l'interview de suivi ont été élevés (plus de 84 %) dans les deux groupes. Comparativement au groupe choisi au hasard, les participants au concours *Quit and Win* étaient généralement plus jeunes et plus scolarisés; ils étaient en outre plus nombreux à avoir un emploi, à être de gros fumeurs et à compter peu de fumeurs parmi leurs amis ou leurs collègues de travail. Un an plus tard, 19,5 % d'entre eux ont affirmé avoir réussi à renoncer au tabac, tandis que moins de 1 % des membres du groupe choisis au hasard y étaient parvenus. Le taux de réussite s'établit donc à 0,17 % soit 1 fumeur adulte sur 588. À l'exception de l'«étape du changement» à laquelle se trouvait initialement le fumeur, aucun des facteurs socio-démographiques ou des facteurs liés à l'usage du tabac n'était prédictif du renoncement. Nous concluons donc que cette intervention a eu un succès limité et qu'elle a surtout touché certains secteurs de la communauté (c.-à-d. les fumeurs qui étaient fortement motivés à renoncer au tabac). Nous sommes d'avis que ce type d'intervention donnerait de meilleurs résultats si l'on facilitait l'accès à des traitements antitabagiques éprouvés.

Mots clés : abandon du tabac; communauté; concours; étude épidémiologique descriptive

Introduction

Chaque année, au Canada, plus de 41 000 décès sont attribués au tabagisme, et l'usage de la cigarette demeure la principale cause de maladies et de décès prématurés pouvant être prévenus¹. Des relations causales ont été établies entre le tabagisme et bon nombre de maladies, dont les maladies respiratoires et la cardiopathie ischémique ainsi que le cancer du poumon et d'autres formes de cancer²⁻⁷. Les programmes d'abandon du tabac dans la population générale peuvent jouer un rôle important dans la prévention de ces maladies.

Selon les lignes directrices relatives à la prestation des programmes et des services de santé publique, les conseils de santé de l'Ontario doivent s'assurer de la

disponibilité de programmes d'abandon du tabac dans les communautés qu'elles desservent⁸. En accord avec ces lignes directrices, les bureaux de santé de l'Est de l'Ontario sont associés à une gamme d'activités d'abandon du tabac⁹. Dans le passé, ces activités comprenaient la mise en oeuvre, dans la population adulte en général, du concours *Quit and Win* axé sur la récompense. Dans le cadre de ce programme, qui s'inspire d'une intervention conçue au Minnesota¹⁰, les fumeurs s'engagent à cesser de fumer et courent la chance de gagner des prix. Parmi les autres initiatives de lutte contre le tabagisme offertes par les bureaux de santé, citons la distribution de matériel didactique inséré dans un cartable appelé «*Quit Kit*». Les concours *Quit and Win* et les «*Quit Kits*» sont

Références des auteurs

Namrata Bains, Department of Community Health and Epidemiology, Queen's University; et Health Information Partnership, Eastern Ontario Region, Kingston (Ontario)

William Pickett, Department of Community Health and Epidemiology, Queen's University; et Unité de recherche sur le tabac de l'Ontario, Toronto (Ontario)

Brian Laundry, Hastings & Prince Edward Counties Health Unit, Belleville (Ontario)

Darlene Mecredy, Kingston, Frontenac and Lennox & Addington Teaching Health Unit, Kingston (Ontario)

Correspondance : Ms. Namrata Bains, Health Information Partnership, Eastern Ontario Region, 221 Portsmouth Road, Kingston (Ontario) K7M 1V5; Téléc : (613) 549-7896; Courriel : nbains@hip.on.ca

des exemples de «stratégies d'intervention minimale» pour l'abandon du tabac¹¹. La conception et la mise en oeuvre de ce type de stratégies tient compte du fait que 90 % des fumeurs qui cessent de fumer le font sans aide, au lieu d'avoir recours à un programme d'abandon du tabac^{11,12}. Du point de vue de la santé publique, les stratégies d'intervention minimale sont assez importantes car, au Canada, de façon générale, les ressources publiques pouvant être consacrées à des programmes individualisés d'abandon du tabagisme sont limitées^{6,9,10}.

Nous avons eu la possibilité de recruter et de suivre un échantillon de fumeurs adultes de l'Est de l'Ontario qui ont participé à ces interventions de renoncement au tabac. Parallèlement, nous avons sélectionné une population témoin de fumeurs adultes provenant de la même région, au moyen d'un sondage téléphonique par composition aléatoire. L'étude initiale de cette cohorte comprenait une analyse de la progression à travers les étapes du changement¹³⁻¹⁵ dans ces groupes de fumeurs¹⁶. Nous avons ensuite mené une étude épidémiologique descriptive ayant les objectifs suivants :

Décrire les adultes qui avaient fait l'objet de l'intervention d'abandon du tabac, en portant une attention particulière à leurs caractéristiques socio-démographiques initiales et à une gamme d'indicateurs importants du tabagisme

Comparer le groupe de fumeurs bénéficiant de l'intervention à l'échantillon de fumeurs adultes sélectionnés au moyen d'un sondage téléphonique par composition aléatoire, selon les caractéristiques/indicateurs initiaux ci-haut mentionnés

À l'intérieur du groupe d'intervention, quantifier les associations entre ces caractéristiques/indicateurs et l'atteinte de l'objectif d'abandon du tabac un an après l'intervention

Méthodes

Cadre de l'étude

L'étude a été menée entre 1995 et 1996 dans quatre comtés de l'Est de l'Ontario ayant une population totale d'environ 306 000 habitants. Près des deux tiers de la population habitait en région urbaine, et la langue maternelle de 92 % des résidents était l'anglais. En 1991, le revenu médian par ménage était d'environ 44 000 \$, et le taux général de chômage était de 8,6 %¹⁷.

Intervention minimale

Le concours *Quit and Win* était un programme axé sur la récompense s'adressant à des fumeurs qui promettaient d'arrêter de fumer pendant une période déterminée. En retour, ils étaient inscrits à une loterie et couraient la chance de gagner un gros lot de 1 000 \$ et des petits prix secondaires. Pour annoncer cette initiative, on a eu recours à la presse écrite et à la radio locales et l'on a distribué des dépliants. Les règlements officiels du

concours apparaissaient sur le formulaire d'inscription, dans les journaux locaux et dans les bureaux de santé.

Le gagnant, qui devait ne pas avoir fumé dans le mois précédant la cérémonie de remise des prix, était sélectionné par tirage au sort environ trois mois après le début du concours. Conformément aux règlements du concours, le gagnant devait donner le nom d'un «ami» avec qui on pouvait communiquer pour confirmer son statut de non-fumeur. Les participants au concours recevaient en outre le «*Quit Kit*», trousse qui contenait une lettre d'encouragement, des renseignements sur les méthodes d'abandon du tabac, une liste des programmes locaux de renoncement, des conseils pratiques pour ne pas recommencer à fumer et un aimant à apposer sur le réfrigérateur sur lequel figurait le numéro de téléphone d'un service d'information du bureau de santé.

Aperçu de la conception de l'étude

On a déterminé les deux groupes de fumeurs, on a communiqué avec eux par téléphone et on les a recrutés pour participer à l'étude. Le groupe d'intervention était composé de 231 participants au concours *Quit and Win* provenant de deux des quatre comtés de l'Est de l'Ontario (Frontenac, Lennox et Addington). Les fumeurs sélectionnés au moyen d'un sondage téléphonique par composition aléatoire ($n = 385$) provenaient de ces régions et des deux comtés voisins (Hastings et Prince Edward). Des interviews téléphoniques initiales ont été menées afin d'établir des caractéristiques socio-démographiques et une gamme d'indicateurs liés au tabagisme. Des interviews téléphoniques de suivi ont été menées un an plus tard afin de réexaminer l'usage du tabac. Tous les indicateurs de l'usage du tabac étaient fondés sur l'autodéclaration, et aucune vérification biochimique n'a pu être faite.

On a eu recours à des analyses descriptives et étiologiques pour tracer le portrait initial du groupe d'intervention, pour quantifier les associations entre les caractéristiques de départ et le statut de non-fumeur un an plus tard et pour comparer le groupe d'intervention au groupe de fumeurs choisis au hasard.

Critères d'admissibilité/recrutement

Les sujets du groupe d'intervention répondaient à tous les critères suivants : 1) être résident de l'Est de l'Ontario; 2) être âgé de 18 ans ou plus; 3) être un fumeur quotidien et fumer au moins 10 cigarettes par jour en moyenne et 4) s'être inscrit au concours *Quit and Win* en janvier 1995. Au moment de l'inscription, ils ont rempli un bulletin et fourni des renseignements de base. On a par la suite communiqué par téléphone avec tous les membres de ce groupe et, lorsqu'ils étaient d'accord, on les a recrutés pour participer à l'étude.

Les membres du groupe de fumeurs choisis au hasard avaient les caractéristiques suivantes : 1) ils étaient résidents de l'Est de l'Ontario; 2) étaient âgés de 18 ans ou plus; 3) étaient des fumeurs quotidiens et fumaient au moins 10 cigarettes par jour en moyenne. Le groupe a été constitué par contact téléphonique direct en janvier et

février 1995, au moyen d'un processus de sélection aléatoire (fourni sur demande par l'auteure chargée de la correspondance), et ceux qui répondaient aux critères de l'étude ont été invités à y participer.

Variables évaluées au départ

Dans les deux groupes, les caractéristiques socio-démographiques et les indicateurs du tabagisme ont été examinés au début de l'étude. Parmi les variables évaluées, notons les prédicteurs connus de l'abandon du tabac chez les adultes : l'âge et le sexe^{12,18-21}, les antécédents en matière d'usage du tabac (durée, fréquence, tentatives d'abandon passées)^{2,18-23}, le statut socio-économique (scolarité, emploi et profession)^{12,24,25}, d'autres variables liées à l'usage du tabac (présence ou absence d'autres fumeurs à la maison, tabagisme chez les collègues de travail ou les amis)^{18-20,24} et la volonté d'arrêter de fumer, établie en fonction de l'étape du changement¹³⁻¹⁵.

Le questionnaire initial a été élaboré à partir de questions déjà présentes dans d'autres sondages. Les questions sur les antécédents en matière d'usage du tabac et sur les habitudes actuelles de consommation étaient fondées sur l'Enquête sur la santé en Ontario²⁶ et sur un article de synthèse récent²⁷. Pour évaluer les variables socio-démographiques, on a eu recours aux questions proposées par Dillman²⁸. Les professions ont été codées selon le Manuel de codage des professions utilisé par Statistique Canada pour le recensement²⁹ et d'après la classification du statut professionnel de Pineo et Porter³⁰. L'intention de renoncer au tabac a été mesurée au moyen du modèle transthéorique (de changement) élaboré par Prochaska et DiClemente¹⁵.

Suivi

On a procédé à des interviews téléphoniques de suivi un an plus tard pour évaluer le maintien de l'abstinence au tabac dans les six mois précédant l'interview. Ce résultat, très exigeant, a été préféré à une mesure ponctuelle de la prévalence, car les responsables du programme avaient établi, a priori, que le but de l'intervention était d'aider les fumeurs quotidiens à renoncer complètement au tabac.

Collecte des données

Les sondages téléphoniques ont été conçus selon les principes énoncés par Dillman²⁸. Les sondages initiaux et de suivi ont été mis à l'essai auprès d'un échantillon de commodité composé de pairs, puis révisés à la lumière des commentaires de ces derniers. Quatre intervieweurs ont recueilli des données auprès de chacun des deux groupes et lors du suivi. Toutes les variables étaient pré-codées. Les réponses étaient entrées dans un gestionnaire de base de données informatisées, et leur exactitude était ensuite vérifiée.

Analyse statistique

Les taux de réponse (nombre d'interviews complétées/meilleure estimation du nombre de fumeurs admissibles à l'interview) ont été calculés pour chaque groupe au début de l'étude et au moment du suivi. On a eu recours

à la statistique descriptive (fréquences, tests chi carré, tests *t*) pour tracer le portrait de chaque groupe et pour comparer, au début de l'étude, l'âge et le sexe, les indicateurs socio-économiques, les antécédents en matière de tabagisme et d'autres variables liées au tabagisme dans les deux groupes. Des analyses de régression logistique ont été menées pour mesurer la force et la signification statistique des associations entre les facteurs observés initialement et le renoncement au tabac un an plus tard. Des rapports de cotes bidimensionnels et des intervalles de confiance à 95 % ont été obtenus. On a ensuite fait appel à l'analyse de régression logistique multiple pour préciser les estimations des rapports de cotes tout en effectuant un rajustement pour tenir compte de l'influence des autres variables. Les analyses étiologiques ont été limitées aux membres du groupe d'intervention (concours *Quit and Win*). Les analyses statistiques ont été menées en utilisant les logiciels SAS³¹ et EGRET³².

Résultats

Réponses

Les taux de réponses initiaux étaient élevés aussi bien dans le groupe d'intervention (97,6 %, *n* = 231) que dans le groupe choisi au hasard (92,8 %, *n* = 385) de fumeurs adultes. Parmi les sujets recrutés au début, 86,5 % (*n* = 200) des membres du groupe d'intervention et 84,4 % (*n* = 325) des membres du groupe choisi au hasard ont été rejoints après un an au moyen d'un appel téléphonique de suivi.

Données initiales

Les membres du groupe d'intervention étaient majoritairement des femmes et, comparativement au groupe choisi au hasard, ils étaient plus jeunes et plus scolarisés, ils étaient plus nombreux à avoir un emploi et à être des professionnels ou des semi-professionnels (tableau 1). Dans le groupe d'intervention, 73 % des membres avaient commencé à fumer à l'adolescence, et 77 % avaient fumé pendant plus de 10 ans; les membres de ce groupe fumaient plus souvent mais depuis moins longtemps que ceux du groupe témoin. Pendant l'année précédente, 42 % des membres du groupe d'intervention avaient tenté au moins une fois de cesser de fumer, le tiers (35 %) vivaient dans un foyer comptant au moins un autre fumeur, et 57 % ont indiqué qu'au moins la moitié de leurs amis fumaient également. Toutefois, les sujets de ce groupe avaient moins d'amis ou de collègues de travail fumeurs que ceux du groupe choisi au hasard et travaillaient plus souvent dans un environnement sans fumée.

Pour être admissibles aux prix décernés dans le cadre du concours *Quit and Win*, les répondants devaient ne pas avoir fumé au cours du mois précédant la fin du concours (mars 1995). Par conséquent, une très forte proportion (87 %) d'entre eux essayaient activement de cesser de fumer au moment de l'interview initiale. Ils étaient donc plus nombreux à être aux étapes «action» ou «préparation» du modèle de changement.

TABLEAU 1
Caractéristiques initiales des groupes de fumeurs
participant ou non à une intervention axée sur la récompense

Caractéristique		Groupe d'intervention (%)	Échantillon sélectionné au hasard (%)	Valeur <i>p</i>
Sexe :	Femmes	59,3	54,0	0,2
	Hommes	40,7	46,0	
Âge (ans) :	18–29	26,4	16,1	0,001
	30–39	35,5	25,5	
	40–49	23,4	22,1	
	50–59	10,8	16,6	
	60+	3,9	20,3	
Scolarité :	Inférieure au niveau secondaire	1,8	11,2	0,001
	Études secondaires entamées	13,2	22,9	
	Études secondaires terminées	29,8	34,0	
	Études collégiales/universitaires entamées	16,7	14,0	
	Études collégiales/universitaires terminées	38,6	18,2	
Emploi :	Employé	74,9	53,0	0,001
	Personne au foyer	5,6	12,0	
	Retraité	3,5	18,4	
	Sans-emploi	7,8	12,2	
	Autre	8,2	4,4	
Niveau professionnel :	Travailleur sans qualifications	17,3	28,1	0,001
	Ouvrier spécialisé	16,0	21,6	
	Ouvrier professionnel/superviseur	10,4	16,6	
	Semi-professionnel/professionnel	17,3	12,7	
	Profession inconnue	39,0	21,0	
Cigarettes (nombre par jour) :	<i>moyenne (écart-type)</i>	23,4 (9,2)	20,8 (8,2)	<0,001 ^a
	10–24	38,5	54,6	0,001
	25–50	57,1	43,1	
	>50	4,3	2,3	
Âge du sujet au moment où il a commencé à fumer :	<i>moyenne (écart-type)</i>	17,4 (5,2)	16,9 (4,6)	0,21
	<15	24,7	26,5	0,48
	15–18	48,5	50,9	
	19–25	19,1	17,7	
	>25	7,8	4,9	
Nombre d'années de tabagisme :	<i>moyenne (écart-type)</i>	19,9 (11,1)	20,0 (14,7)	<0,001 ^a
	<5	7,8	6,5	0,001
	5–10	15,2	7,5	
	11–20	38,5	20,3	
	21–30	23,8	24,7	
	>30	14,7	41,0	
Tentatives d'abandon dans la dernière année :	Aucune	58,4	68,6	0,04
	1	25,1	19,0	
	2+	16,5	12,5	
Autres fumeurs à la maison :	Aucun	64,9	67,5	0,059
	1	25,5	27,8	
	2 +	9,5	4,7	
Amis fumeurs :	Moins de la moitié	42,6	33,3	0,02
	La moitié ou plus	57,4	66,8	
Milieu de travail sans fumée :	Oui	53,9	34,8	0,001
	Non	29,1	20,8	
	Ne s'applique pas	17,0	44,4	
Collègues de travail fumeurs :	Moins de la moitié	50,7	27,3	0,001
	La moitié ou plus	32,5	27,0	
	Ne s'applique pas	16,9	45,7	
Étape du changement :	Action	86,8	2,3	0,001
	Préparation	7,1	6,2	
	Réflexion	5,7	41,6	
	Pré-réflexion	0,5	49,9	

^a Ces valeurs *p* sont associées au test *t* de Student. Toutes les autres sont basées sur des tests chi carré.

Facteurs liés à l'abandon du tabac (groupe d'intervention)

Des analyses bidimensionnelles ont été menées afin d'examiner les variables de départ et leur association avec l'abandon du tabac au bout d'un an. Ces analyses ont été limitées aux membres du groupe d'intervention, puisque seulement 1 % des membres du groupe choisi au hasard ($n = 4$) avaient réussi à cesser de fumer après un an. Un cinquième (19,5 %) des 200 personnes rejointes au bout d'un an avaient renoncé au tabac. Toutefois, on n'a pas observé d'associations fortes ou statistiquement significatives entre les facteurs socio-démographiques et l'abandon, ni d'associations fortes entre les indicateurs initiaux du tabagisme et l'abandon. La «volonté de cesser de fumer», établie au moyen du modèle de changement, est la seule exception. Les personnes qui se trouvaient à l'étape de l'action au début de l'intervention étaient six fois plus nombreuses à avoir cessé de fumer que celles qui se trouvaient à toutes les autres étapes réunies, mais ce résultat était à la limite de la signification. Les analyses de régression logistique ont confirmé ces résultats de base (tableau 2) et, par conséquent, on n'a obtenu aucun modèle incluant plus d'une variable explicative.

Discussion

La composition du groupe de fumeurs participant au concours *Quit and Win* différait de celle de l'échantillon aléatoire de fumeurs adultes en ce qui concerne plusieurs caractéristiques importantes. Comme l'avaient observé Cummings et coll.³³, les participants au concours étaient en moyenne plus jeunes, étaient de plus gros fumeurs, avaient un niveau de scolarité plus élevé et étaient plus nombreux à avoir un emploi que les non-participants. Il y avait aussi une différence significative entre les deux groupes en ce qui avait trait au milieu de travail sans fumée, quoique cette différence ait été due en grande partie à l'inclusion de l'élément de réponse «ne s'applique pas». Cet élément de réponse englobait les personnes qui n'avaient pas de lieu de travail (c.-à-d. les retraités, les personnes au foyer ou les sans-emploi) ou qui avaient un lieu de travail atypique (p. ex., les conducteurs d'autobus). Lorsque l'analyse portait uniquement sur les personnes qui avaient un emploi ou qui étaient étudiants (66 % des participants), on n'observait aucune différence entre les deux groupes en ce qui concerne cette variable.

Assez curieusement, un petit nombre de sujets du groupe d'intervention n'étaient pas à l'étape de l'action du modèle de changement. Les interviews initiales avec les participants ont été menées après la date limite d'inscription au concours. Il est donc possible que certains participants aient décidé de s'inscrire au concours dans l'intention de cesser de fumer, mais aient été découragés d'une façon quelconque dans le court intervalle entre leur inscription et l'interview initiale.

À la lumière des résultats, on peut avancer qu'il existe des différences systématiques entre les fumeurs qui choisissent de participer à ce type d'intervention et les autres fumeurs. Ainsi, notre étude indique que l'intervention n'a pas su atteindre les personnes retraitées et les personnes

âgées ni les convaincre de participer; en outre, les fumeurs ayant un plus faible statut socio-économique ne sont pas bien représentés. Ces observations pourraient refléter des degrés différents de motivation à renoncer au tabac ou être attribuables aux méthodes employées pour faire la publicité du concours ainsi qu'à l'exposition variable des différents groupes sociaux à cette publicité. Le concours a été annoncé directement sur les lieux de travail, dans les journaux et par certaines stations de radio. Les personnes qui travaillent à l'extérieur de la maison ou qui occupent certains types d'emploi peuvent avoir été davantage exposées à ces messages et avoir eu plus d'occasions de s'inscrire au concours à cause de la proximité des bureaux de santé.

Les données du suivi effectué un an plus tard auprès du groupe d'intervention montrent que même dans ce groupe très motivé, seulement 20 % des sujets avaient complètement abandonné le tabac, et il s'agit probablement d'une surestimation. Le statut de non-fumeur des sujets était fondé sur l'information qu'ils avaient eux-mêmes fournie au cours d'un appel téléphonique, et la validation biochimique de ces données a été impossible. De plus, les répondants savaient qu'ils participaient à une étude de recherche menée sous l'égide d'un service de santé publique. Nous croyons que cela a pu inciter certains d'entre eux à faire de fausses déclarations sur l'abandon du tabac afin de donner une réponse socialement acceptable, d'autant plus qu'ils avaient informé très publiquement un organisme de santé de leur intention de cesser de fumer.

Les évaluations de programmes semblables au concours *Quit and Win*, qui avaient aussi comme objectif final l'abandon définitif du tabac, ont fait état de taux d'abandon allant de 13 % à 37 %, avec une moyenne de 23 % en milieu communautaire³⁴. Le taux d'abandon de 20 % obtenu dans l'Est de l'Ontario concorde avec ces résultats. Selon la meilleure estimation disponible, le nombre de fumeurs admissibles au concours dans ces quatre comtés était de 28 900²⁶; de ce nombre, 239 se sont inscrits au concours *Quit and Win*. Ce taux de participation de 0,83 % est légèrement inférieur à ceux d'autres programmes mis sur pied dans d'autres communautés³⁴. Lorsque le taux de participation est combiné au taux d'abandon pour constituer un unique paramètre de mesure de l'impact^{34,35}, le programme a un taux de réussite de 0,17 % auprès de la population de fumeurs. En d'autres termes, si l'on suppose qu'il existe une relation causale entre la participation au concours et l'abandon définitif du tabac, nous pouvons avancer qu'un fumeur sur 588 dans la communauté a cessé de fumer grâce au concours. Nous considérons ce taux de réussite assez peu élevé en fait. Ce type d'information est utile, car il peut aider à établir les priorités des initiatives communautaires futures de lutte contre le tabagisme.

L'une des observations les plus marquantes de cette étude est le fait qu'aucune association forte et statistiquement significative n'a pu être observée entre les variables de départ et celles obtenues une année plus

TABLEAU 2
Analyse bidimensionnelle des facteurs de départ et leur association
avec l'abandon du tabac au bout d'un an, groupe d'intervention *Quit and Win*

Facteur de départ		Sujet a réussi à cesser de fumer (n = 39)	Sujet n'a pas réussi à cesser de fumer (n = 161)	Rapport de cotes (intervalle de confiance à 95 %)
Sexe :	Hommes	15	60	1,0
	Femmes	24	101	0,95 (0,4–2,1)
Âge (ans) :	18–29	12	39	1,0
	30–39	16	55	1,0 (0,4–2,5)
	40–49	8	41	0,6 (0,2–1,9)
	50+	3	26	0,4 (0,1–1,6)
Scolarité :	Études secondaires entamées ou moins	5	23	1,0
	Études secondaires terminées	8	50	0,7 (0,2–3,0)
	Études collégiales/universitaires entamées	11	21	2,4 (0,6–9,7)
	Études collégiales/universitaires terminées	14	66	1,0 (0,3–3,5)
Emploi :	Employé	30	122	1,0
	Étudiant	4	11	1,5 (0,3–5,4)
	Autre (personne au foyer, retraité)	3	16	0,8 (0,1–2,9)
	Sans-emploi	2	12	0,7 (0,1–3,3)
Niveau professionnel :	Semi-professionnel/professionnel	11	38	1,0
	Ouvrier professionnel/superviseur	4	22	0,6 (0,2–2,5)
	Ouvrier spécialisé	4	35	0,4 (0,1–1,5)
	Travailleur sans qualifications	12	23	1,8 (0,6–5,3)
	Profession inconnue	8	43	0,6 (0,2–2,0)
Cigarettes (nombre par jour) :	10–24	14	67	1,0
	25+	25	94	1,3 (0,6–2,8)
Âge du sujet au moment où il a commencé à fumer :	<15	14	36	1,0
	15–18	14	80	0,5 (0,2–1,1)
	19–25	7	33	0,6 (0,2–1,7)
	>25	4	12	0,9 (0,2–3,6)
Nombre d'années de tabagisme :	<5	4	9	1,0
	5–10	9	22	0,9 (0,2–4,7)
	11–20	16	63	0,6 (0,1–2,5)
	21–30	7	41	0,4 (0,1–2,0)
	>30	3	26	0,3 (0,4–1,8)
Tentatives d'abandon dans la dernière année :	Aucune	26	91	1,0
	1	6	47	0,5 (0,2–1,3)
	2+	7	23	1,1 (0,4–3,0)
Autres fumeurs à la maison :	Aucun	28	107	1,0
	1	9	40	0,9 (0,3–2,1)
	2+	2	14	0,6 (0,1–2,8)
Amis fumeurs :	Moins de la moitié	16	71	1,0
	La moitié ou plus	23	89	1,2 (0,5–2,5)
Milieu de travail sans fumée :	Non	15	44	1,0
	Oui	18	89	0,6 (0,3–1,4)
	Ne s'applique pas	5	28	0,5 (0,2–1,8)
Collègues de travail fumeurs :	Moins de la moitié	18	85	1,0
	La moitié ou plus	14	48	1,4 (0,6–3,2)
	Ne s'applique pas	5	28	0,8 (0,3–2,7)
Étape du changement :	Action	37	138	6,1 (0,9–261,0)
	Toutes autres étapes	1	23	1,0

tard dans le groupe d'intervention ayant participé au concours. Il en va de même pour un certain nombre de catégories de prédictors potentiels, dont les facteurs socio-démographiques (groupe d'âge, sexe, scolarité et profession), les antécédents en matière de tabagisme (durée, consommation) et la présence d'autres fumeurs dans différents environnements sociaux (membres du foyer, amis, collègues de travail). La seule exception à cet égard a été la motivation d'une personne à cesser de fumer, établie au moyen des étapes du modèle de

changement^{13–15}, qui montre une association forte (quoique non significative) avec un abandon d'un an.

Même si ces résultats sont corroborés par une certaine littérature existante^{23,33,36,37}, ils ne concordent pas avec d'autres études. Par exemple, dans un certain nombre d'études^{18,20,21,38}, les personnes appartenant à des tranches d'âge supérieures étaient plus nombreuses à réussir à cesser de fumer. D'autres facteurs démographiques, comme le sexe (les hommes renonçaient au tabac en plus

grand nombre) et l'état matrimonial (le mariage ou l'union de fait est un facteur positif), sont aussi apparus comme des prédicteurs possibles^{25,38}. La consommation de cigarettes et le nombre de tentatives d'abandon antérieures sont également associées statistiquement à l'abandon. Les sujets ayant fait le moins de tentatives d'abandon dans le passé étaient plus nombreux à arrêter de fumer dans certaines études^{20,21,38}. De plus, les taux de réussite ont été plus élevés chez les gros fumeurs que chez les fumeurs moyens^{20,21}, même si des résultats opposés ont été rapportés³⁹. La présence de soutien social de la part des amis, de la famille ou des collègues de travail semble également contribuer à l'abandon du tabac^{20,21}.

Les résultats de cette étude ont des incidences sur la prévention. Tout d'abord, les organismes de santé publique et les autres organismes communautaires doivent reconnaître que les interventions *Quit and Win* ne peuvent obtenir qu'un succès limité car elles ne permettent de joindre et d'influencer que certains secteurs de la société. Il s'agit d'une lacune importante puisque les groupes ayant les plus faibles taux de participation (les personnes âgées, les personnes défavorisées sur le plan socio-économique) sont particulièrement vulnérables aux maladies chroniques et à la mortalité, en général, et aux affections reliées à l'usage du tabac, en particulier⁴⁰⁻⁴². Les interventions *Quit and Win* représentent une des nombreuses options qui s'offrent aux communautés qui veulent emboîter le pas aux campagnes anti-tabagisme. À moins que des efforts spéciaux ne soient faits pour cibler, dans ce genre de concours, les sous-secteurs particulièrement vulnérables de la population de fumeurs adultes, ces derniers ne vont vraisemblablement pas répondre à l'appel. Il se peut toutefois que d'autres types d'approches dans la population générale conviennent mieux à ces groupes; on pourrait, par exemple, augmenter les prix, (en Ontario, cette décision ne peut être prise à l'échelle locale) ou favoriser un soutien plus individualisé jumelé à des traitements faisant appel à un antidépresseur (bupropion)⁴³ et/ou des thérapies de substitution de nicotine⁴⁴.

Nos données indiquent qu'une fois qu'un fumeur s'est inscrit à un programme *Quit and Win*, aucun autre facteur ne semble influencer sur la réussite de l'effort d'abandon, mais la volonté de cette personne à arrêter de fumer peut constituer un facteur important. Cela confirme la nécessité d'offrir aux fumeurs un appui et des conseils généraux plutôt que particuliers. Le taux de réussite de 20 % obtenu dans notre étude est assez caractéristique et montre toutes les difficultés que même les fumeurs très déterminés risquent d'affronter. La constance des taux d'abandon dans différentes strates socio-démographiques renforce l'idée selon laquelle le soutien social et comportemental offert à la maison et au travail peut, dans une certaine mesure, favoriser l'abandon, mais qu'il est rarement suffisant, à lui seul, pour obtenir un arrêt définitif. Néanmoins, il faut aussi reconnaître que les participants au programme *Quit and Win* affichaient des taux d'abandon jusqu'à 20 fois plus élevés que ceux observés dans les populations générales de fumeurs. Il est fort probable que

ce taux pourrait être amélioré si des thérapies éprouvées et un appui professionnel étaient offerts gratuitement, ou pour une somme modique, à ces sujets très motivés. Si tel n'est pas le cas, il y a tout lieu de croire qu'utilisées seules, les initiatives axées sur la récompense auront peu d'influence sur les taux généraux de tabagisme.

Les limites de cette étude descriptive doivent être soulignées. Notre population à l'étude était constituée de fumeurs adultes provenant de quatre comtés de l'Est de l'Ontario. Les résultats pourraient n'être pas applicables à des communautés plus grandes ou à celles ayant une structure démographique différente. Ils pourraient également ne pas refléter tout le potentiel des interventions *Quit and Win* qui sont menées à une plus grande échelle, dans des milieux où le prix des cigarettes est plus prohibitif ou dans des milieux où le consommateur moyen a plus facilement accès à des thérapies de désaccoutumance. Notre échantillon de fumeurs choisis au hasard a peut-être été biaisé en faveur de sous-populations qui sont probablement plus souvent à la maison, ce qui peut avoir amplifié les divergences entre ce groupe et le groupe d'intervention. Finalement, notre étude n'a pas évalué rigoureusement le rôle du soutien social et des facteurs connexes, plus difficilement quantifiables que les mesures de base qui ont été évaluées. Nous n'avons donc pas été en mesure de considérer ces facteurs en tant que prédicteurs de l'abandon du tabac, et nous reconnaissons cette limite de notre étude.

Remerciements

Nous voudrions remercier les personnes suivantes pour leur contribution importante à ce projet : D^r John Hoey, D^r Jamie Myles (appui statistique); Caulette McBride (bureaux de santé de Kingston, de Frontenac et de Lennox et Addington); Karen Fitchett, Cathy Myles, Cindy McKegey, Mary Jean Shortt (collecte des données); D^{re} Lynn Noseworthy, Nicole McKinnon, Carolyn Case (bureaux de santé des comtés de Hastings et de Prince Edward).

Cette étude a été appuyée financièrement par le Programme national de recherche et de développement en matière de santé, Santé Canada (subvention n^o 6606-5669-800); les comtés de Kingston, de Frontenac et de Lennox et Addington/Unité d'enseignement en santé publique de la Queen's University et le ministère de la Santé de l'Ontario (bourse de chercheur de carrière accordée au D^r Pickett).

Références

1. Makomaski-Illing EM, Kaiserman MJ. Mortality attributable to tobacco use in Canada and its regions, 1991. *Can J Public Health* 1995;86(4):257-64.
2. Beck GJ, Doyle CA, Schachter EN. Smoking and lung function. *Am Rev Respir Dis* 1981;123:149-55.
3. Dawber TR. *The Framingham Study: the epidemiology of atherosclerotic disease*. Cambridge (MA): Harvard University Press, 1980.
4. Doll R, Hill AB. Lung cancer and other causes of death in relation to smoking. A second report on the mortality of British doctors. *Br Med J* 1956;2:1071-81.
5. Doll R, Hill AB. Mortality in relation to smoking: ten years' observations of British doctors. *Br Med J* 1964;1:1399-1410, 1460-7.

6. Kannel WB, Thomas HE Jr. Sudden coronary death: the Framingham Study. *Ann NY Acad Sci* 1982;382:3-21.
7. United States Public Health Service. *The health consequences of smoking: chronic obstructive lung disease*. Rockville (MD): Department of Health and Human Services, 1984.
8. Ministère de la Santé de l'Ontario. *Lignes directrices touchant les programmes et services de santé obligatoires, décembre 1997*. Toronto: Imprimeur de la Reine pour l'Ontario, 1998.
9. Mhatre S, Moore K, Mowat D, Thurston J. *Anti-smoking strategy for Kingston, Frontenac and Lennox and Addington*. Kingston: Kingston, Frontenac, and Lennox and Addington Health Unit, 1988.
10. Lando HA, Pechacek TF, Fruetel J. The Minnesota Heart Health Program Community Quit & Win Contests. *Am J Health Promot* 1994;9(2):85-7.
11. Schwartz JL. *Review and evaluation of smoking cessation methods: the US and Canada*. Washington (DC): National Institutes of Health, 1987; Publ No 87-2940.
12. Fiore MC, Novotny TE, Pierce JP, Giovino GA, Hatzianandreu EJ, Newcomb PA, et al. Methods used to quit smoking in the United States: do cessation programs help? *JAMA* 1990;263(20):2760-5.
13. Prochaska JO, DiClemente CC. Stages and processes of self-change of smoking: toward an integrative model of change. *J Cons Clin Psychol* 1983;51(3):390-5.
14. Prochaska JO, Velicer WF, DiClemente CC, Fava J. Measuring processes of change: applications to the cessation of smoking. *J Cons Clin Psychol* 1988;56(4):520-8.
15. Prochaska JO, Goldstein MG. Process of smoking cessation: implications for clinicians. *Clin Chest Med* 1991;12(4):727-35.
16. Pickett W, Bains N. Staging of adult smokers according to the transtheoretical model of behavioural change: analysis of an Eastern Ontario cohort. *Can J Public Health* 1998;89(1):37-42.
17. Statistique Canada. *Profil des divisions et subdivisions de recensement de l'Ontario. Parties A et B*. Ottawa, 1992 et 1994; Cat. 95-337-XPB et 95-338-XPB.
18. Leinweber CE, Macdonald JM, Campbell HS. Community smoking cessation contests: an effective public health strategy. *Can J Public Health* 1994;85(2):95-8.
19. Korhonen HJ, Niemensivu H, Piha T, Koskela K, Wiio J, Johnson CA, et al. National TV cessation program and contest in Finland. *Prev Med* 1992;21:74-87.
20. Korhonen HJ, Puska P, Lipand A, Kasmel A. Combining mass media and contest in smoking cessation. An experience from a series of national activities in Finland. *Hygie* 1993;12(1):14-8.
21. Roberts C, Smith C, Catford J. Quit and Win Wales: an evaluation of the 1990 pilot contest. *Tobacco Control* 1993;2:114-9.
22. Elder JP, Campbell NR, Mielchen SD, Hovell MF, Litrownik AJ. Implementation and evaluation of a community-sponsored smoking cessation contest. *Am J Health Promot* 1991;5(3):200-7.
23. Chapman S, Smith W, Mowbray G, Hugo C, Egger G. Quit and Win smoking cessation contests: how should effectiveness be evaluated? *Prev Med* 1993;22:423-32.
24. Richmond RL, Kehoe LA, Webster IW. Multivariate models for predicting abstinence following intervention to stop smoking by general practitioners. *Addiction* 1993;88:1127-35.
25. Lefebvre RC, Cobb GD, Goreczny AJ, Carleton RA. Efficacy of an incentive-based community smoking cessation program. *Addict Behav* 1990;15:403-11.
26. Gouvernement de l'Ontario. *L'enquête sur la santé en Ontario, 1990 : rapport sur les faits saillants* [fichier de microdonnées]. Ministère de la Santé de l'Ontario, 1990.
27. Lichtenstein E, Glasgow RE. Smoking cessation: what have we learned over the past decade? *J Cons Clin Psychol* 1992;60(4):518-27.
28. Dillman, DA. *Mail and telephone surveys*. New York: John Wiley & Sons, 1978.
29. Statistique Canada (Division des normes). *Classification type des professions, 1980*. Ottawa, 1981; Cat. 12-565F.
30. Pineo PC, Porter J, McRoberts HA. The 1971 census and the socioeconomic classification of occupations. *Can Rev Soc Anth* 1977;14(1):91-9.
31. SAS Institute Inc. *Statistical Analysis System (SAS/STAT), Version 6*. Cary (NC): SAS Institute Inc., 1989.
32. Statistics and Epidemiology Research Corporation. *EGRET SIZ and EGRET Manual*. Seattle (WA): SERC Inc, 1992-93.
33. Cummings KM, Kelly J, Sciandra R, DeLoughry T, Ranscois R. Impact of a community wide stop smoking contest. *Am J Health Promot* 1990;4(6):429-34.
34. Bains N, Pickett W, Hoey J. The use and impact of incentives in population-based smoking cessation programs: a review. *Am J Health Promot* 1998;12(5):307-20.
35. Lando HA, Loken B, Howard-Pitney B, Pechacek T. Community impact of a localized smoking cessation contest. *Am J Public Health* 1990;80(5):601-3.
36. Glasgow RE, Klesges RC, Mizes JS, Pechacek TF. Quitting smoking: strategies used and variables associated with success in a stop-smoking contest. *J Cons Clin Psychol* 1985;53(6):905-12.
37. King AC, Flora JA, Fortman SP, Taylor CB. Smokers' Challenge: immediate and long-term findings of a community smoking cessation contest. *Am J Public Health* 1987;77(10):1340-1.
38. Korhonen T, Su S, Korhonen HJ, Uutela A, Puska P. Evaluation of a national quit and win contest: determinants for successful quitting. *Prev Med* 1997;26(4):556-64.
39. Fortmann SP, Killen JD. Nicotine gum and self-help behavioral treatment for smoking relapse prevention: results from a trial using population-based recruitment. *J Cons Clin Psychol* 1995;63(3):460-8.
40. Black D, Morris JN, Smith C, Townsend P. *Inequalities in health: the Black report*. Middlesex: Penguin, 1982.
41. Marmot MG. Social inequalities in mortality: the social environment. Dans: Wilkinson RG, éd. *Class and health: research and longitudinal data*. Londres: Tavistock; 1986;21-33.
42. Marmot MG, Davey Smith G, Stansfeld S, Patel C, North J. Health inequalities among British civil servants: the Whitehall II study. *Lancet* 1991;337:1387-93.
43. Jorenby DE, Leischow SJ, Nides MA, Rennard SI, Johnston JA, Hughes AR, et al. A controlled trial of sustained-release bupropion, a nicotine patch, or both for smoking cessation. *N Engl J Med* 1999;340:685-91.
44. Tonnesen P, Norregaard J, Simonsen K, Sawe U. A double-blind trial of a 16-hour transdermal nicotine patch in smoking cessation. *N Engl J Med* 1991;324:311-5. ■

Prévention du tabagisme en milieu scolaire : les coûts économiques par rapport aux avantages

Thomas Stephens, Murray J. Kaiserman, Douglas J. McCall et Carol Sutherland-Brown

Résumé

La présente étude visait à effectuer une analyse coûts-avantages afin de comparer le coût associé à l'élaboration et à la mise en oeuvre d'un programme efficace de prévention du tabagisme en milieu scolaire en prenant en compte les économies prévisibles liées à la réduction au fil des ans de la prévalence du tabagisme dans la population canadienne. Un programme anti-tabac répondant aux critères publiés d'efficacité et mis en oeuvre à l'échelle nationale au Canada coûterait 67 \$ par élève (en dollars de 1996). À supposer qu'un tel programme réduirait l'usage du tabac de 6 % au départ et de 4 % pour une période indéfinie, les économies réalisées pendant toute une vie au chapitre des soins de santé s'élèveraient à 3 400 \$ par personne et, sur le plan de la productivité, à près de 14 000 \$. Le ratio avantages-coûts serait de 15,4 et les économies nettes s'établiraient à 619 millions de dollars par année. Des analyses de la sensibilité révèlent qu'un programme efficace de prévention du tabagisme apporterait des avantages économiques considérables dans des conditions variées.

Mots clés : analyse économique; Canada; école; prévention; tabagisme

Introduction

Rappel des faits

La prévalence du tabagisme a considérablement diminué depuis les années 60; il n'en demeure pas moins que plus de 6 millions de Canadiens fument toujours¹. En outre, la proportion d'adolescents qui fument au Canada a augmenté après 1990² et n'a pas reculé depuis comme dans la population en général¹. Parmi les personnes de 15 à 17 ans qui fument actuellement, 35 % ont fumé leur première cigarette dès l'âge de 12 ans, et près de 80 % se sont initiées au tabac dès l'âge de 14 ans³.

Malheureusement, rares ont été les programmes efficaces de prévention du tabagisme dans les écoles canadiennes⁴. Des compressions récentes des budgets en éducation ont mis en péril de nombreux programmes scolaires, y compris ceux de prévention du tabagisme, alors que, parallèlement, la réduction des budgets de santé ont accru la nécessité d'identifier les causes, en particulier les causes évitables, des coûts excédentaires des soins de santé. De toute évidence, le tabagisme est l'une de ces causes et il serait donc utile de savoir

combien d'argent, le cas échéant, pourrait être économisé s'il existait des programmes efficaces de prévention du tabagisme dans les écoles.

Objectif de l'étude

La présente étude visait à effectuer une analyse coûts-avantages des programmes de prévention du tabagisme en milieu scolaire afin d'examiner les économies qui pourraient être réalisées si les programmes étaient efficaces. Bien que la raison d'être ultime de la prévention du tabagisme n'est pas économique mais humaine, une analyse économique pourrait donner du poids aux arguments en faveur de la prévention et contribuer à améliorer la santé et la qualité de vie des Canadiens.

Méthodes

Approche générale

La stratégie générale adoptée consistait à calculer un ratio avantages-coûts pour les programmes de prévention du tabagisme. Cette forme d'analyse adopte une perspective sociale et quantifie les effets potentiels sur toutes les

Références des auteurs

Thomas Stephens, Thomas Stephens & Associates, Manotick (Ontario)

Murray J. Kaiserman, Bureau de la lutte contre le tabagisme, Santé Canada, Ottawa (Ontario)

Douglas J. McCall, Canadian Association for School Health, Surrey (Colombie-Britannique)

Carol Sutherland-Brown, Division de la réduction du tabagisme, Santé Canada, Ottawa (Ontario)

Correspondance : Thomas Stephens, Thomas Stephens & Associates, 1118, rue John, C.P. 837, Manotick (Ontario) K4M 1A7; Téléc : (613) 692-1027; Courriel : tstephens@cyberus.ca

parties concernées⁵. Comme le rapport exprime à la fois les coûts et les avantages en dollars, il faut disposer de données sur les aspects suivants :

Le coût de l'élaboration et de la mise en oeuvre d'un programme de prévention

L'effet du programme sur la prévalence du tabagisme

Les avantages directs et indirects associés à la réduction du nombre de fumeurs dans la population

Notre approche est similaire à celle utilisée dans une étude récente effectuée par les *US Centers for Disease Control and Prevention (CDC)/Battelle Institute*⁶. Dans les cas où des variables telles que les coûts et les effets peuvent prêter à contestation, nous présentons nos hypothèses et utilisons des chiffres prudents pour le «scénario de base» afin d'obtenir un ratio qui est justifiable. Des analyses de sensibilité montrent l'éventail des ratios avantages-coûts obtenus à partir d'hypothèses différentes de celles utilisées dans le scénario de base. Tous les chiffres sont exprimés en dollars de 1996, mais comme le résultat qui nous intéresse est le rapport entre les avantages et les coûts, l'année choisie est finalement peu pertinente.

Coût de la prévention du tabagisme

Les éléments de coût d'un programme, à l'échelle individuelle, sont les suivants :

L'élaboration du programme, y compris son évaluation, sa révision et sa diffusion dans les écoles

La mise en oeuvre du programme dans les écoles, en particulier le temps consacré par les enseignants et les dépenses connexes

Coûts de l'élaboration de programme

Pour obtenir le coût d'élaboration d'un programme, nous avons recherché des programmes de prévention conçus à l'usage des enseignants (par opposition à des programmes gérés par des bénévoles ou des pairs) qui répondraient aux critères d'efficacité décrits par Glynn⁷. Nous avons choisi la combinaison de deux programmes canadiens, *Programme d'enseignement par les pairs (PEP)*⁸ et *Maximiser l'impact*⁹. Nous avons consulté les dossiers du ministère fédéral de la Santé pour recueillir des données sur le coût des salaires des employés et des honoraires des consultants pour l'élaboration initiale du programme et son évaluation ultérieure¹⁰. Le coût total arrondi était de un million de dollars. Pour calculer le coût pour chaque élève, nous avons présumé que le programme aurait une durée de vie de trois ans et serait mis en oeuvre à l'échelle du pays. Le programme serait donc présenté à une cohorte d'environ 1 167 000 enfants partout le Canada (selon les estimations de recensement de trois cohortes de jeunes de 12 ans) avant de devenir désuet, soit un *coût d'élaboration par élève* de 0,86 \$.

Coûts de la mise en oeuvre du programme

Une enquête nationale sur les programmes de prévention du tabagisme⁴ a révélé que seule une minorité d'enfants canadiens d'âge scolaire est «exposée» à des programmes

qui répondent aux critères d'efficacité⁷. Parmi les autres lacunes relevées, citons le fait que les programmes existants prévoyaient un trop petit nombre de séances.

Glynn considère qu'un minimum de 10 séances doivent être offertes sur une période de quatre ans (de la 6^e à la 9^e année)⁷. Pour calculer le coût d'un tel programme, nous avons présumé que les 10 séances seraient également réparties sur les quatre années; les séances à l'école primaire (6^e à 8^e année) dureraient 30 minutes et les séances à l'école secondaire (9^e année), 45 minutes. Nous avons également utilisé un programme qui dépasse nettement ce minimum, soit le programme d'étude de la Nouvelle-Écosse, qui comporte en tout 18 séances offertes de la 4^e à la 7^e année¹¹. Pour ce qui est des activités en classe, le temps consacré par l'enseignant pour chaque cours de prévention du tabagisme a été établi à 5,6 heures pour le minimum de 10 séances et à 9,0 heures pour le programme cité en exemple.

Il faut également tenir compte du temps consacré à la formation initiale des enseignants. Nous avons présumé que les enseignants recevraient une formation par vidéo ou matériel imprimé, le temps des enseignants constituant ainsi le principal coût. Glynn⁷ a proposé comme minimum une demi-journée et, de préférence, une journée entière. Nous avons donc ajouté 3,5 heures et 7,0 heures au temps en classe mentionné ci-dessus, et avons obtenu les totaux suivants :

Temps minimum consacré par l'enseignant :
9,1 heures (demi-jour de formation + 10 séances en classe)

Temps consacré de préférence par l'enseignant :
16,0 heures (formation d'une journée + 18 séances en classe)

En 1995-1996, le coût total de l'éducation primaire et secondaire était de 7,29 \$ *par élève par heure* d'enseignement¹². C'est un chiffre global qui inclut les coûts de fonctionnement à l'extérieur de la classe, le service de la dette et les dépenses d'immobilisation des écoles. Si l'on utilise les chiffres de 9,1 heures et 16,0 heures, le *coût de la mise en oeuvre d'un programme par élève* serait donc de 66,34 \$ pour un minimum de 10 séances et de 116,64 \$ pour le nombre idéal de 18 séances.

Le coût total du programme, y compris l'élaboration et l'évaluation, la formation des enseignants et la mise en oeuvre en classe, s'établirait donc comme suit :

Programme minimal : 67,20 \$

Programme idéal : 117,50 \$

Dans notre analyse coûts-avantages, nous avons utilisé dans le scénario de base un coût par élève de 67,00 \$.

Les *coûts annuels* doivent être calculés pour obtenir une estimation de l'économie nette. À cette fin, nous avons amorti les coûts d'élaboration du programme sur trois ans et avons ajouté ce coût à celui de la mise en oeuvre annuelle du programme. Ce dernier montant est basé sur le coût horaire par élève de 7,29 \$ pour

1 167 000 élèves, recevant chacun 2,275 heures d'enseignement par année, incluant le temps de formation de l'enseignant (9,1 heures en tout sur quatre ans), dans le scénario de base. Les coûts totaux annuels pour un programme national de prévention du tabagisme au Canada s'élèverait donc à 19,7 millions de dollars.

Effet du programme

Pour calculer le ratio avantages-coûts, il faut déterminer la différence dans la prévalence du tabagisme chez les groupes qui suivent des programmes de prévention et dans les groupes qui n'en suivent pas. On peut déterminer l'importance de l'effet sans connaître la prévalence réelle du tabagisme avant l'introduction du programme de prévention; ce qui permet alors d'appliquer les résultats à n'importe quelle population. L'étude des *CDC/Battelle Institute*⁶ a adopté comme scénario de base un effet initial de 6 %, après avoir effectué une analyse approfondie de la littérature, effet qui diminue de 20 % sur quatre ans, l'effet persistant étant de 4,8 %. Nous avons présumé pour notre scénario de base une diminution de 33 %, ce qui donne un effet persistant de 4 % après quatre ans.

Économies potentielles

La réduction du tabagisme dans une population entraîne des économies directes et indirectes. Des économies directes sont associées à la réduction du nombre de soins dispensés aux fumeurs, alors que les économies indirectes proviennent de l'augmentation de la productivité des non-fumeurs du fait que le nombre de congés de maladie est réduit et que leur vie active est prolongée. Dans la présente étude, les chiffres utilisés pour décrire ces économies ont été calculés à l'aide d'une approche basée sur le coût de la maladie.

Avantages directs (réduction du coût des soins de santé)

Le coût des soins médicaux, des soins hospitaliers et des médicaments associés au tabagisme ont déjà été calculés, selon le sexe, pour 1991¹³; nous avons ajusté ces chiffres pour tenir compte de l'inflation et les avons exprimés en dollars de 1996. Les coûts annuels par fumeur ont été obtenus en divisant le coût total par le nombre de «personnes qui avaient déjà fumé» (fumeurs actuels et ex-fumeurs). Les coûts *à vie par fumeur* ont été estimés en utilisant les valeurs actualisées des coûts annuels en fonction de quatre taux d'inflation pour une espérance de vie de 78 ans chez les hommes et de 82 ans chez les femmes¹⁴.

Avantages indirects (baisse de l'absentéisme)

De même, nous avons calculé le coût de l'absentéisme attribuable au tabagisme, selon le sexe, au moyen d'une analyse des valeurs actualisées. Les coûts ont été calculés pour une carrière professionnelle se terminant à l'âge de la retraite de 65 ans pour les deux sexes. Le coût annuel par fumeur de l'absentéisme associé au tabagisme a été calculé en divisant le coût annuel total des journées de travail perdues par le nombre de personnes qui avaient déjà fumé dans la population active. Les données selon

le sexe étaient disponibles pour l'année 1991¹³ et l'année 1994¹⁵. Comme toutes les autres données concernaient l'année 1991, nous avons employé les données sur l'absentéisme pour cette année-là dans notre analyse.

Avantages indirects (réduction du nombre de décès prématurés)

La perte de revenu associée aux décès prématurés imputables au tabagisme a également été calculée au moyen d'une analyse des valeurs actualisées. Nous avons présumé qu'aucun décès attribuable au tabagisme ne survenait avant l'âge de 45 ans et que les personnes prenaient habituellement leur retraite à l'âge de 65 ans. En conséquence, le coût indirect d'un décès prématuré attribuable au tabagisme reflétait la perte totale de revenu entre l'âge de 45 et 65 ans. Les coûts indirects par année sont basés sur le salaire industriel moyen ajusté en dollars de 1996.

Analyses de la sensibilité

Plusieurs des paramètres utilisés dans le calcul du ratio avantages-coûts se fondent sur des hypothèses, comme nous l'avons déjà mentionné, et une analyse de la sensibilité a été effectuée pour vérifier dans quelle mesure le ratio avantages-coûts changeait lorsque ces hypothèses étaient modifiées. Les paramètres suivants ont été testés dans le cadre des analyses de la sensibilité : taux d'inflation de 3 %, 5 % et 8 % en plus du scénario de base de 4 %; effet du programme passant de 4 % à 2 % et de 6 % à 1 % en plus du scénario de base où l'effet baisse de 6 % à 4 %; et coûts d'élaboration plus élevés (117 \$) par élève pour le programme idéal de 18 séances et de 67 \$ par élève dans le scénario de base prévoyant 10 séances.

La perte de revenu est habituellement considérée comme un coût qui doit être assumé indéfiniment par la famille du travailleur mort prématurément. Certains soutiennent que ce n'est pas un coût réaliste et que le coût réel pour la société se limite aux trois mois qu'il faut environ pour remplacer un travailleur décédé. Nous avons testé le résultat de l'utilisation de cette méthode du coût réduit associé à cette «période de friction» dans les analyses de sensibilité.

Résultats

Le tableau 1 résume les coûts annuels en dollars de 1996 des maladies et du décès prématuré liés au tabagisme chez tous les fumeurs (première colonne double). Le coût total des soins de santé (coûts directs) s'élevait à 2,4 milliards de dollars, résultant en majorité des soins hospitaliers excédentaires requis par les fumeurs. Des coûts additionnels de 13,6 milliards de dollars (coûts indirects) étaient imputables à la perte de productivité associée aux congés de maladie et au décès prématuré, cette dernière variable étant de loin la plus importante. Les décès avant l'âge de 65 ans liés au tabagisme représentaient environ 88 % des coûts indirects chez les hommes et 66 % de ces coûts chez les femmes. Le coût

Type de coûts	1. Coût annuel, tous les fumeurs (millions de \$)		2. Coût à vie par fumeur (\$)		3. Économies annuelles potentielles (millions de \$)	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
DIRECTS	1 570	843	4 161	2 629	63	34
- soins médicaux	59	48	161	147	2	2
- visites à l'hôpital	1 495	775	3 952	2 416	60	31
- médicaments	16	20	48	65	1	1
INDIRECTS	11 194	2 368	15 548	12 009	448	95
- congés de maladie	1 345	868	5 177	5 110	54	35
- décès prématuré	9 849	1 500	10 371	6 899	394	60
TOTAL	12 764	3 211	19 710	14 638	511	128

Remarque : À cause de l'arrondissement, la somme des chiffres dans les colonnes peut ne pas correspondre aux totaux.

Hypothèses	Hommes	Femmes	TOTAL
Scénario de base : effet du programme de 6 % baissant à 4 % après 4 ans, inflation de 4 %, coût par élève de 67 \$	17,7	13,1	15,4
Comme dans le scénario de base, mais le coût par élève est de 117 \$	10,1	7,5	8,8
Comme dans le scénario de base, mais l'inflation est de 3 %	23,4	17,6	20,5
Comme dans le scénario de base, mais l'inflation est de 5 %	13,4	10,0	11,7
Comme dans le scénario de base, mais l'inflation est de 8 %	6,8	5,3	6,0
Comme dans le scénario de base, mais l'effet du programme tombe à 1 %	9,0	6,7	7,8
Comme dans le scénario de base, mais l'effet du programme passe de 4 % à 2 %	4,1	3,1	3,6
Comme dans le scénario de base, mais la perte de revenu se limite à 3 mois	8,5	7,0	7,7
Comme dans le scénario de base, mais les coûts (directs) de santé sont seuls pris en compte	3,5	2,3	2,9
Pire scénario : 18 séances pour obtenir un effet de 1 %	2,3	1,8	2,0

total du tabagisme s'établissait à 16 milliards de dollars par année pour les deux sexes.

Le fardeau imposé à l'économie canadienne s'élevait à près de 20 000 \$ à vie pour chaque homme et à quelque 15 000 \$ à vie pour chaque femme qui avait déjà fumé (tableau 1, deuxième colonne double). En moyenne pour les deux sexes, chaque adulte qui avait déjà fumé génèrait des dépenses de santé de 3 400 \$ et des coûts indirects de près de 14 000 \$. Les coûts totaux annuels étaient importants (première colonne double) à cause du nombre de fumeurs actuels et d'ex-fumeurs : 7,4 millions d'hommes et 6,4 millions de femmes en 1996-1997².

Le tableau 1 montre également les économies qui pourraient être réalisées si l'on prévenait le tabagisme à l'aide d'un programme national en milieu scolaire qui connaîtrait un succès modeste : notre scénario de base de 6 % baissant à 4 % (troisième colonne double). La réduction du tabagisme pourrait entraîner des économies annuelles de plus d'un demi-milliard chez les hommes et de plus d'un quart de milliard de dollars chez les

femmes. Les économies potentielles pourraient totaliser 639 millions de dollars par année, dont près de 100 millions au seul chapitre des soins de santé. Les *économies nettes* (valeur actualisée nette) liées à la prévention du tabagisme une fois soustrait le coût de la mise en oeuvre d'un programme seraient de taille : 619 millions de dollars pour le scénario de base.

Nous avons obtenu le ratio avantages-coûts de la prévention du tabagisme en divisant les économies par personne (tableau 1) par le coût de 67 \$ par élève et en apportant des ajustements pour tenir compte de l'effet du programme. Le ratio avantages-coûts résultant était de 17,7 pour les hommes et de 13,1 pour les femmes dans le scénario de base (tableau 2). Autrement dit, un programme scolaire de prévention du tabagisme modérément efficace pourrait générer des économies globales de 15,40 \$ pour chaque dollar dépensé.

Le ratio global avantages-coûts de 15,4 est abaissé lorsque l'inflation est plus élevée, que l'effet du programme est plus faible ou que les coûts du programme

de prévention sont plus élevés (tableau 2). Toutefois, dans chacun de ces cas, le ratio avantages-coûts demeure bien au-delà de 1,0; c'est dire que tous ces scénarios comportent des avantages économiques.

En effet, la prévention est rentable même lorsqu'on tient compte *que des coûts de santé* parmi les avantages ou lorsqu'on présume que la perte de productivité associée au décès prématuré n'est que de trois mois. Même dans le cas extrême d'un programme relativement coûteux comportant 18 séances qui n'entraîne qu'une baisse minimale de 1 % dans la prévalence du tabagisme, on reçoit 2 \$ en retour pour chaque dollar investi dans la prévention.

Discussion

Ces résultats montrent que dans un large éventail de conditions et sur la base de différentes hypothèses, les programmes de prévention du tabagisme à l'école peuvent apporter d'importants avantages économiques. De fait, les chiffres utilisés pour décrire les économies réalisées sont très prudents, vu qu'on ne tient pas compte de plusieurs coûts difficiles à estimer : coûts des maladies associées à la fumée du tabac dans l'air ambiant, des dommages à la propriété associés à cette fumée, coût lié à l'aménagement d'aires publiques réservées aux fumeurs et disposant d'une ventilation séparée, augmentation du coût de l'assurance-vie pour les fumeurs, coût des décès avant l'âge de 45 ans et des heures de travail perdues durant les pauses pour fumer à l'extérieur du lieu de travail. Certains de ces coûts ont été estimés dans une étude sur la population active¹⁵. En dollars de 1995, le coût annuel par employé qui fume a été estimé à 75 \$ pour l'assurance-vie, à 85 \$ pour une aire réservée aux fumeurs, et à 2 175 \$ pour la baisse de productivité associée aux pauses-tabac. Ces coûts n'ont pas été inclus dans la présente étude, car les méthodes employées pour estimer ces coûts ne sont pas unanimement acceptées, mais ils montrent bien que les estimations actuelles du fardeau économique du tabagisme sont prudentes.

Qui plus est, la méthode que nous avons utilisée pour estimer les économies directes et indirectes est également prudente. Pour les fumeurs de tous âges, nous nous sommes servis des coûts *moyens* des soins de santé qui leur sont dispensés, de leur absence au travail et de leur décès prématuré et avons appliqué ces moyennes au nombre approprié d'années-fumeurs. Lorsque nous calculons ces coûts *par âge*, comme certains le préfèrent, le total (c.-à-d. l'économie potentielle) est beaucoup plus élevé : supérieur d'environ 60 % chez les femmes et d'environ 80 % chez les hommes. Cela tient au fait que la perte de revenus associée à un décès prématuré survient durant les années où la rémunération des travailleurs est la plus élevée. Nous avons utilisé une approche plus prudente, celle du calcul de moyennes, sinon un trop fort accent aurait été mis sur les coûts indirects.

En outre, les chiffres utilisés pour les *coûts* du programme dans cette étude englobent beaucoup de choses : tous les frais de fonctionnement à l'intérieur et à l'extérieur de la classe, le service de la dette et même

les coûts d'immobilisation. Le coût par élève de 67 \$ employé dans notre scénario de base est donc beaucoup plus élevé que le chiffre américain de 48 \$⁶. Comme le montrent les analyses de la sensibilité, le ratio avantages-coûts est très sensible aux chiffres de coûts utilisés.

Les avantages de la prévention sont sous-estimés dans cette étude pour une autre raison : l'approche axée sur le coût de la maladie met l'accent sur le potentiel productif de l'individu et ne tient pas compte de la douleur, de la souffrance ou de la diminution de la qualité de vie. L'estimation des avantages de la prévention est ainsi *plus faible*⁵. Malgré ces écueils, l'approche axée sur le coût de la maladie est pour le moment la plus satisfaisante pour ce type d'analyse, parce que nous disposons de données fiables pour estimer les coûts évités.

Certains économistes pourraient répliquer que nos calculs ne tiennent pas compte des *économies* au titre des pensions découlant du décès prématuré, mais ces «économies» sont illusoire, car les pensions sont habituellement versées aux survivants même si le travailleur meurt jeune. Nous n'avons pas non plus pris en considération ce que rapportent la fabrication et la vente au détail des cigarettes sous la forme de taxes d'accises et d'impôts sur le revenu. D'autres analyses révèlent cependant que les coûts sociaux du tabagisme éclipsent de loin ces recettes publiques^{16,17}.

Les tableaux 1 et 2 illustrent les différences importantes entre les hommes et les femmes au niveau des coûts directs et indirects associés au tabagisme. Plusieurs facteurs expliquent ces différences : les fumeurs de sexe masculin passent plus de temps à l'hôpital (car ils sont en général plus malades que les fumeuses); les hommes de 45 ans et plus constituent une plus grande part de la population active; ces hommes ont des revenus plus élevés et meurent en général plus jeunes à cause du tabac que les femmes. Cet écart selon le sexe risque de changer avec le temps à mesure que les taux de prévalence du tabagisme chez les hommes et les femmes et le niveau de revenu convergeront. Selon les présentes indications, cette convergence des coûts résultera davantage d'une augmentation des maladies associées au tabagisme chez les femmes qu'à la diminution de la morbidité chez les hommes².

Ces tableaux indiquent également que les coûts indirects liés à la perte de productivité sont beaucoup plus élevés que les coûts directs déjà considérables associés aux soins de santé. La perte de productivité découlant des congés de maladie et des décès prématurés constitue une perte réelle pour l'économie et doit être incluse si l'on veut dresser un tableau complet des coûts liés au tabagisme. L'approche fondée sur le coût de la maladie dans cette étude est similaire à celle adoptée par divers autres chercheurs comme le Conference Board du Canada¹⁵, les *US Centers for Disease Control and Prevention*⁶ et le Centre canadien de lutte contre les toxicomanies¹⁶, qui ont obtenu des résultats similaires. Bien que l'analyse coûts-avantages adopte une perspective sociale et tente d'inclure les issues les plus pertinentes⁵, le calcul des coûts indirects est parfois controversé. Pour

cette raison, nous avons vérifié l'effet que pouvait avoir sur le ratio avantages-coûts le fait de limiter le coût d'un décès prématuré à trois mois plutôt que de prendre en compte tout le reste de la vie professionnelle prévisible du fumeur. On obtient quand même un résultat impressionnant de 7,70 \$ économisés pour chaque dollar consacré à la prévention.

Les études publiées comparables à la nôtre sont rares. L'analyse des *CDC/Battelle Institute*⁶ qui sert de modèle à la présente étude s'y apparente le plus, mais ses résultats sont fondés sur des paramètres légèrement différents des nôtres. Utilisant un taux d'inflation de 5 % et un effet à long terme du programme de 4,8 %, ces chercheurs ont calculé un ratio avantages-coûts de 18,5. Notre résultat de 15,4 se compare assez bien, compte tenu de la sensibilité du ratio à l'inflation, du moins grand nombre d'éléments inclus dans les coûts de mise en oeuvre du programme américain et du coût par ailleurs plus élevé de leur système de santé. La rentabilité des programmes de prévention dans ces deux analyses est beaucoup plus grande que ce qui a été signalé pour un programme d'abandon du tabac destiné aux femmes enceintes, qui permettait de réaliser des économies variant entre 3,31 \$ et plus de 6,00 \$ pour chaque dollar investi¹⁸.

Il est intéressant de noter que, selon l'étude des *CDC/Battelle Institute*⁶, les programmes de prévention du tabagisme sont également beaucoup plus rentables que les programmes d'éducation sur les drogues ou d'éducation sexuelle. Une autre analyse coûts-avantages en est venue à la même conclusion, à savoir que la prévention du tabagisme permettrait de sauver plus efficacement des vies que la plupart des autres interventions visant le mode de vie, comme la perte de poids ou l'abaissement du taux de cholestérol¹⁹. Seule l'immunisation contre la rougeole, les oreillons et la rubéole semble offrir un ratio avantages-coûts (14,0) comparable à celui de la prévention du tabagisme²⁰.

Les résultats des analyses de sensibilité présentés au tableau 2 montrent que la prévention du tabagisme peut procurer des avantages économiques dans un vaste éventail de conditions. Même lorsqu'un programme plus vaste (et plus coûteux) n'a qu'un effet modeste de 1 %, les économies futures sont considérables. Mais il reste qu'il n'existe pas un assez grand nombre de programmes efficaces au Canada pour qu'on puisse même s'attendre à des économies aussi modestes. Ainsi les économies indiquées ici ne doivent être considérées que comme des avantages *potentiels* tant que des programmes efficaces de prévention du tabagisme n'auront pas été mis en oeuvre à l'échelle nationale. C'est un défi qu'il est certainement possible de relever.

L'intervention en milieu scolaire semble être le plus efficace lorsqu'elle est accompagnée d'une action communautaire concertée²¹. Citons entre autres mesures une campagne complémentaire dans les médias²², des écoles sans fumée²³, des services accessibles d'abandon du tabac²⁴, et des programmes parascolaires dirigés par des pairs²⁵ de même que la généralisation des règlements

municipaux interdisant le tabagisme et l'augmentation du prix des cigarettes²⁶. Ces approches multiformes coûteront plus cher mais auront un plus grand impact que le modeste effet de 4 % prévu dans notre scénario de base. Parallèlement, on peut accroître l'efficacité des efforts de prévention en ciblant les écoles à haut risque²⁷. Les programmes actuels sont offerts à tous les élèves peu importe leur niveau de risque et ne sont pas très efficaces⁴.

En conclusion, cette étude révèle que la mise en oeuvre d'un programme efficace de prévention du tabagisme dans les écoles canadiennes pourrait être très rentable. D'autres avantages comme l'amélioration de la qualité de vie n'ont pas été pris en compte ici, mais ils sont aussi importants et le gain réalisé à cet égard serait probablement tout aussi impressionnant. De tels programmes de prévention ne sont pas cependant assez largement répandus aujourd'hui pour qu'on puisse s'attendre à de tels avantages. Cette analyse fournit des arguments en faveur d'une application à plus grande échelle.

Remerciements

Cette étude a été financée grâce à une subvention accordée à l'Association canadienne pour la santé en milieu scolaire par la Stratégie de réduction de la demande de tabac de Santé Canada.

Références

1. Santé Canada. *Enquête de surveillance de l'usage du tabac. I. Sommaire des résultats au Canada*. Ottawa, 2000 janv.
2. Comité consultatif fédéral, provincial et territorial sur la santé de la population. *Rapport statistique sur la santé de la population canadienne*. Ottawa: Santé Canada, Statistique Canada et Institut canadien d'information sur la santé; 1999 sept.
3. Santé Canada. *Enquête de surveillance de l'usage du tabac au Canada. 5. Adolescents et jeunes adultes*. Ottawa, 2000 janv.
4. Santé Canada. Programmes de prévention de l'usage du tabac dans les écoles : enquête nationale. Ottawa, 1994.
5. Clemmer B, Haddix AC. Cost-benefit analysis. Dans: Haddix AC, Teutsch SM, Shaffer PA, Dunet DO, rédacteurs. *Prevention effectiveness*. New York: Oxford University Press, 1996.
6. Rothman ML, Ehreth JL, Palmers CS, Collins J, Reblando JA, Luce BR. *Is school health education cost effective? An exploratory analysis of selected exemplary components* [monographie inédite]. Centers for Disease Control and Prevention/Battelle Institute, 1996.
7. Glynn TJ. Essential elements of school-based smoking prevention programs. *J School Health* 1989;59:181-8.
8. Santé Canada. *PEP — Programme de prévention de l'usage du tabac*. Ottawa, 1988.
9. Santé Canada. *Maximiser l'impact*. Ottawa, 1995.
10. Abernathy T, Bertrand L. Preventing cigarette smoking among children: results of a four-year evaluation of the PAL program. *Can J Public Health* 1992;83:226-9.
11. Nova Scotia Department of Health, Drug Dependency and Tobacco Control. *Smoke-free for life: a smoking prevention curriculum supplement*. Halifax, 1996.

12. Fédération canadienne des enseignantes et des enseignants. *En 1995-1996, l'école a été bon marché à 7,29 \$ l'heure-élève*. 1996 janv:15-16; Notes des Services économiques de la FCE.
13. Kaiserman MJ. Le coût du tabagisme au Canada, 1991. *Maladies chroniques au Canada* 1997;18(1):15-22.
14. Desjardins B, Dumas J. *Vieillesse de la population et personnes âgées : la conjoncture démographique*. Ottawa: Statistique Canada, 1993; Cat. 91-533F.
15. Conference Board du Canada. *Bilan de la consommation de tabac — les coûts de l'usage du tabac en milieu de travail*. Ottawa: Santé Canada, 1997.
16. Single E, Robson L, Xie X, Rehm J. *The costs of substance abuse in Canada*. Ottawa: Centre canadien de lutte contre les toxicomanies, 1996. [Les points saillants ont été traduits en français: *Les coûts de l'abus de substance au Canada*, résumé de 16 pages.]
17. Choi BC, Pak AW. Health and social costs of tobacco use in Ontario, Canada, 1979 and 1988. *J Epidemiol Community Health* 1996;50(1):81-5.
18. Marks JS, Koplan JP, Hogue CJ, Dalmat ME. A cost-benefit/cost-effectiveness analysis of smoking cessation for pregnant women. *Am J Prev Med* 1990;6(5):282-9.
19. Tsevat J. Impact and cost-effectiveness of smoking interventions. *Am J Med* 1992;93:43S-47S.
20. White CC, Koplan JA, Orenstein WA. Benefits, risks and costs of immunization for measles, mumps, and rubella. *Am J Public Health* 1985;75:739-44.
21. Perry CL, Kelder SH, Murray DM, Klepp K-I. Community wide smoking prevention: long-term outcomes of the Minnesota Heart Health Program and the Class of 1989 Study. *Am J Public Health* 1992;82(9):1210-6.
22. Flynn BS, Worden JK, Secker-Walker RH, Badger GJ, Geller BM, Constanza MC. Prevention of cigarette smoking through mass media intervention and school programs. *Am J Public Health* 1992;82:827-34.
23. Pentz MA, Brannon BR, Charlin VL, Barrett EJ, MacKinnon DP, Flay BR. The power of policy: the relationship of smoking policy to adolescent smoking. *Am J Public Health* 1989;79(7):857-62.
24. Centers for Disease Control and Prevention. Guidelines for school health programs to prevent tobacco use and addiction. *J School Health* 1994;64(9):353-9.
25. Carr RA. Mobilizing peer support to assist in tobacco reduction. Ottawa: Santé Canada, Programme de lutte contre le tabagisme; 1996.
26. Stephens T, Pederson LL, Koval JJ, Kim C. The relationship of cigarette prices and smoke-free bylaws to the prevalence of smoking in Canada. *Am J Public Health* 1997;87:1519-21.
27. Manske S, Brown KS, Cameron AJR. School-based smoking control: a research agenda. *Cancer Prev Control* 1997;1(3):196-212. ■

Évaluation pratique de la forme abrégée pour la dépression majeure du Composite International Diagnostic Interview auprès d'un échantillon de sujets choisis dans la collectivité

Scott B. Patten, Jennifer Brandon-Christie, Jennifer Devji et Brandy Sedmak

Résumé

Des questionnaires abrégés d'entrevues dirigées conçues pour déceler les troubles mentaux ont été mis au point récemment aux fins de la recherche épidémiologique et des enquêtes. Ces questionnaires abrégés peuvent contribuer à réduire les coûts de la recherche dans le cadre d'études à grande échelle; toutefois, ils sont peut-être moins exacts que les versions intégrales de l'entretien diagnostique. Nous avons évalué les valeurs prédictives positives et négatives d'un questionnaire abrégé tiré du Composite International Diagnostic Interview (CIDI). Les sujets ayant affiché des résultats positifs ($n = 277$) et ceux ayant obtenu des résultats négatifs ($n = 136$) en réponse à la forme abrégée pour la dépression majeure du CIDI (CIDI-SFMD) ont été invités à répondre à toutes les questions de la section du CIDI portant sur les troubles dépressifs. Presque tous les sujets qui avaient obtenu des résultats négatifs en réponse à la forme abrégée ont également été considérés comme ne souffrant pas de dépression majeure à la lumière du CIDI. Dans environ 25 % des cas, les résultats étaient faussement positifs; ces sujets étaient généralement plus âgés et moins scolarisés que les cas vraiment positifs. Près de 75 % des sujets ayant obtenu un score de cinq ou plus en réponse au CIDI-SFMD souffraient de dépression majeure selon la version intégrale du CIDI, et une proportion du reste présentaient des symptômes dépressifs moins sévères. Il est possible que certains sujets jugés positifs selon le CIDI-SFMD manifestaient des symptômes dépressifs consécutifs à des troubles d'origine organique ou à d'autres facteurs qui ne relevaient pas de la définition de la dépression majeure.

Mots clés : données statistiques et numériques; instruments de mesure; troubles dépressifs; troubles mentaux

Introduction

Le *Composite International Diagnostic Interview* (CIDI) est un questionnaire d'entretien diagnostique dirigé conçu pour être utilisé par des non-cliniciens. La dernière version de cet instrument (version 2.1) permet de poser des diagnostics psychiatriques conformes aux définitions de la quatrième édition du *Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux* (DSM-IV) de l'*American Psychiatric Association* ou de la dixième révision de la *Classification internationale des maladies* (CIM-10) de l'Organisation mondiale de la santé. Diverses formes abrégées du CIDI ont été mises au point récemment.

L'une d'entre elles, la *forme abrégée pour la dépression majeure du CIDI* (CIDI-SFMD), a été utilisée dans le cadre d'enquêtes comme indicateur de la dépression majeure^{1,2}. La présente étude visait à comparer les résultats de l'utilisation du CIDI-SFMD auprès d'un échantillon choisi dans une collectivité à ceux de l'utilisation subséquente de la section sur les troubles dépressifs de la version intégrale du CIDI.

Le deuxième objectif de l'étude consistait à décrire les caractéristiques des sujets ayant obtenu des résultats divergents en réponse au CIDI-SFMD et à la version intégrale du CIDI. Une des caractéristiques qui pourrait

Références des auteurs

Scott B. Patten, professeur adjoint, Departments of Psychiatry and Community Health Sciences, University of Calgary, 3330 Hospital Drive NW, Calgary (Alberta) T2N 4N1; Courriel : patten@ucalgary.ca; <<http://www.ucalgary.ca/~patten>>

Jennifer Brandon-Christie, Jennifer Devji et Brandy Sedmak, assistantes de recherche, Departments of Psychiatry and Community Health Sciences, University of Calgary, Calgary (Alberta)

jouer un rôle important est la scolarisation, puisqu'il est possible que les sujets plus scolarisés fournissent des descriptions plus exactes de leurs symptômes dépressifs. Parmi les autres caractéristiques qui pourraient être pertinentes figurent la maladie physique et la consommation d'alcool ou de drogues. La version intégrale du CIDI comprend des questions fondées sur l'attribution, et exclut les symptômes associés à la maladie physique ou à la consommation d'alcool ou de drogues aux fins de l'établissement d'un diagnostic de dépression majeure. Cette caractéristique ne se retrouve pas dans la forme abrégée. Autrement dit, on peut s'attendre à un plus grand nombre de résultats faussement positifs chez les sujets qui souffraient d'une maladie physique ou avaient consommé de l'alcool ou des drogues.

Méthodes

La collecte de données a eu lieu entre le 1^{er} février 1998 et le 1^{er} juillet 1999. L'échantillon a été choisi au moyen d'un système d'appel aléatoire. La population cible comprenait des adultes âgés de 18 ans ou plus, vivant à Calgary et abonnés au téléphone. Les numéros de téléphone ont été obtenus au hasard à l'aide d'une version de la méthode de Mitofsky-Waksberg³ modifiée par Waksberg (décrite dans une analyse critique de Potthoff⁴).

Pour commencer, un seul préfixe à trois chiffres a été choisi au hasard parmi ceux qui étaient utilisés à Calgary pendant la durée de l'étude. Un suffixe à quatre chiffres a ensuite été sélectionné de manière aléatoire. Ces numéros de téléphone à sept chiffres ont été composés, et lorsqu'on a réussi à joindre un ménage, on a signalé une série de dix autres numéros dans la grappe de 100 numéros ayant en commun les cinq premiers chiffres du numéro à sept chiffres. On a tenté à plusieurs reprises de contacter chaque ménage : au moins six fois pour chaque numéro obtenu, notamment deux fois pendant la journée, deux fois pendant la soirée et deux fois au cours de la fin de semaine. Lorsqu'on est parvenu à joindre un ménage, on a choisi comme répondant le membre dont l'anniversaire était le plus récent.

Les sujets choisis ont répondu à un questionnaire téléphonique (CIDI-SFMD). Les éléments de ce questionnaire proviennent du CIDI^{5,6}, mais bon nombre des questions ont été modifiées au cours de l'élaboration de la version abrégée⁷. Des données démographiques ont aussi été recueillies. La formulation des entretiens était rigoureuse, et comprenait des énoncés préliminaires uniformisés, des transitions et une série d'options en réponse aux questions posées par les sujets.

L'échantillon comprenait 2 542 sujets, parmi lesquels on a prélevé un sous-échantillon aux fins de l'étude de validation présentée ici. Les sujets ayant obtenu un score positif (≥ 5) au CIDI-SFMD et un échantillon aléatoire (au départ la proportion devait s'élever à 5 %, mais ce chiffre a été porté à 10 %) de sujets ayant obtenu des résultats négatifs (score < 5) ont été sélectionnés pour participer à l'étude de validation. Comme la proportion de l'ensemble de l'échantillon qui, selon les prévisions,

devait obtenir des résultats positifs au CIDI-SFMD était d'environ 5 %, on s'attendait à obtenir deux groupes de taille relativement égale en sélectionnant tous les sujets positifs selon le CIDI-SFMD et 5 % des sujets négatifs. Or, la proportion de résultats positifs s'est avérée plus élevée que prévu, et même si on a augmenté à 10 % la proportion de sujets devant faire partie de l'échantillon aléatoire lors de la collecte de données, les sujets positifs prédominaient dans l'échantillon. Comme l'étude de validation avait pour objectif de comparer les résultats du CIDI-SFMD à ceux de la section intégrale sur les troubles dépressifs du CIDI, et non pas d'obtenir des estimations applicables à l'ensemble de la population, les données n'ont pas été pondérées en fonction de la population générale.

Chaque sujet choisi qui a consenti à être recontacté a reçu un appel à un moment qu'il a jugé opportun dans les quelques semaines qui ont suivi le premier contact et a été invité à répondre à toutes les questions de la section du CIDI traitant des troubles dépressifs, soit la version 2.1. On a eu recours à la version informatisée de l'instrument (CIDI-Auto). La proportion de sujets positifs selon le CIDI-SFMD qui souffraient de dépression majeure d'après la version intégrale du CIDI a été retenue comme estimation de la valeur prédictive positive de l'instrument, et la proportion de sujets négatifs selon le CIDI-SFMD qui ne souffraient pas de dépression majeure d'après le CIDI a fourni une estimation de la valeur prédictive négative.

Les intervalles de confiance applicables aux valeurs prédictives positives et négatives du CIDI-SFMD ont été calculés à l'aide de méthodes exactes fondées sur la distribution binomiale. Afin d'évaluer l'effet d'autres variables sur le degré d'association entre les deux tests, on a évalué la probabilité que les sujets jugés positifs d'après le CIDI-SFMD soient faussement positifs par rapport à d'autres variables à l'aide de la méthode exacte de Fisher (MEF), dans le cas des variables nominales à deux catégories, des tests $R \times C \chi^2$, dans le cas de variables nominales comprenant plus de deux catégories ou de tests de Kruskal-Wallis permettant de comparer les valeurs médianes de variables ordinales continues, à distribution non normale, mais approximativement symétrique.

Résultats

Au total, 521 sujets ont été invités à prendre part à l'étude de validation : 361 ayant obtenu des résultats positifs et 160 ayant obtenu des résultats négatifs au CIDI-SFMD. Parmi les sujets positifs, 277 (76,7 %) ont convenu de participer à l'étude de validation, tout comme 136 sujets négatifs (85,0 %). Les caractéristiques démographiques de ces sujets sont indiquées au tableau 1. Les femmes étaient sur-représentées dans l'échantillon, même dans le groupe des sujets négatifs, ce qui tient sans doute au choix du critère de l'anniversaire le plus récent⁸, mais la prépondérance féminine était la plus marquée dans le groupe des sujets positifs, comme on pouvait le prévoir, puisque la prévalence de la dépression majeure est plus élevée chez les femmes.

TABLEAU 1
Caractéristiques démographiques de l'échantillon de l'étude de validation du CIDI-SFMD

Variables démographiques		CIDI-SFMD positif (n = 277)		CIDI-SFMD négatif (n = 136)		Refus ^a (n = 108)	
		n	%	n	%	n	%
Sexe :	Hommes	76	27,4	51	37,5	31	28,7
	Femmes	201	72,6	85	62,5	77	71,3
Âge :	18–29	86	31,0	28	20,6	40	37,4
	30–39	73	26,4	33	24,3	27	25,2
	40–49	66	23,8	36	26,5	23	21,5
	50–59	34	12,3	20	14,7	9	8,4
	60+	18	6,5	19	14,0	8	7,5
État civil :	Marié(e)	92	33,2	73	53,7	41	38,0
	Jamais marié(e)	99	35,7	39	28,7	48	44,4
	Séparé(e)	16	5,8	4	2,9	4	3,7
	Divorcé(e)	53	19,1	14	10,3	13	12,0
	Veuf(veuve)	17	6,1	6	4,4	2	1,9
Niveau de scolarité :	Études secondaires non terminées	36	13,0	8	5,9	13	12,0
	Études secondaires achevées	77	27,8	33	24,3	25	23,1
	Certificat ou diplôme d'études secondaires	118	42,6	52	38,2	41	38,0
	Grade/diplôme universitaire	40	14,4	31	22,8	28	25,9
	Diplôme d'études supérieures (> le baccalauréat)	6	2,2	12	8,8	1	0,9

^a Sujets invités à participer à l'étude de validation, mais qui ont décliné l'invitation. Les données sur l'âge d'un sujet font défaut.

Dans l'ensemble, 208 des 277 sujets positifs d'après le CIDI-SFMD, qui ont répondu à la version intégrale du CIDI, ont été considérés comme souffrant de dépression majeure selon cet instrument, ce qui donne une valeur prédictive positive de 75,1 % (IC à 95 % = 69,7–79,8 %). Chez les 136 sujets négatifs, 133 ont été reconnus comme ne souffrant pas de dépression majeure, ce qui donne une valeur prédictive négative de 97,8 % (IC à 95 % = 94,1–99,3 %).

La proportion de résultats faussement positifs ne différerait pas selon le sexe du sujet (MEF, $p = 1,0$) ni selon l'état civil ($\chi^2 = 4,38$, d.l. = 4, $p = 0,36$). Comme un examen de l'incidence du niveau de scolarité à l'aide d'un test général du chi-carré a révélé une tendance à la signification statistique ($\chi^2 = 9,98$, d.l. = 5, $p = 0,08$), on a poussé plus loin l'analyse. Lorsque les sujets n'ayant pas poursuivi leurs études au-delà du secondaire ou détenant un certificat de compétence professionnelle ont été comparés à des sujets ayant fait ne serait-ce qu'une année d'études postsecondaires (études universitaires partielles, grade ou diplôme universitaire, ou diplôme d'études supérieures), on a observé un taux de résultats faussement positifs de 29,1 % chez les premiers sujets contre 12,7 % chez les derniers sujets (MEF, $p = 0,0064$). Dans l'ensemble de l'échantillon, les sujets faussement positifs avaient un âge médian de 41 ans, ce qui est sensiblement plus élevé que l'âge médian (35 ans) des sujets vraiment positifs (Kruskal-Wallis $H = 6,168$, d.l. = 1, $p = 0,01$).

La proportion de faux positifs au CIDI-SFMD n'était pas significativement plus élevée chez les sujets qui avaient déclaré avoir au moins un problème de santé de longue durée : 27,4 % contre 22,5 % chez les sujets ne souffrant pas de ce genre d'affection (MEF, $p = 0,41$). La plupart des sujets (82,6 %) ont fait état d'une certaine consommation d'alcool dans l'année précédant l'enquête. On s'attendait à observer un taux plus élevé de résultats faussement positifs chez ces sujets en raison des symptômes dépressifs provoqués par l'alcool qui ne sont pas toujours assimilés à des symptômes d'une dépression majeure selon le CIDI. Or, contrairement aux attentes, le taux de faux positifs était plus faible chez les sujets ayant fait état d'une certaine consommation d'alcool (21,7 %) que chez ceux qui ont déclaré n'avoir pas consommé d'alcool dans l'année précédant l'enquête (39,2 %), différence qui est significative sur le plan statistique (MEF, $p = 0,01$). La proportion de faux positifs n'était guère plus élevée chez les sujets positifs selon le CIDI-SFMD ayant déclaré avoir consommé de l'alcool plus d'une fois par semaine (24,1 %) que chez ceux ayant déclaré en avoir consommé moins d'une fois par semaine (25,1 %). De même, la proportion de faux positifs n'était pas plus importante chez les sujets qui ont dit avoir pris cinq verres ou plus lors de leur épisode de consommation maximale au cours de la dernière année que chez les autres sujets (22,7 % et 26,8 % respectivement, MEF, $p = 0,49$). Parmi les 277 sujets ayant obtenu des résultats positifs au CIDI-SFMD, 10,8 % ont affirmé avoir

consommé des drogues illicites dans le mois précédant l'enquête. Ces sujets ont pour la plupart déclaré avoir consommé du cannabis (23/30), les autres ayant fait état de consommation d'hallucinogènes ou de cocaïne. Le taux de faux positifs chez les consommateurs de drogues s'élevait à 23,3 %, ce qui se rapproche des taux observés chez les non-consommateurs de drogues, 25,1 %.

Afin de mieux expliquer les résultats faussement positifs observés chez les 69 sujets concernés, deux autres analyses ont été réalisées. D'abord, les réponses individuelles à chaque question de la section sur les troubles dépressifs de la version intégrale du CIDI ont été passées en revue. Ensuite, chaque entretien réalisé à l'aide du CIDI a de nouveau été noté à la lumière des critères diagnostiques de la CIM-10 plutôt que des critères du DSM-IV.

Onze (15,9 %) des sujets faux positifs ont répondu différemment aux questions portant sur les deux symptômes initiaux : l'humeur dépressive et la perte d'intérêt. L'établissement d'un diagnostic de dépression majeure suppose la présence d'au moins un de ces symptômes. La formulation des questions pertinentes étant similaire dans les deux instruments, ces différences semblent s'expliquer par le manque de fiabilité des réponses données par les sujets. Neuf autres sujets (13,0 %) ont répondu par l'affirmative à au moins une des questions prévues par les deux instruments, mais dans le cas du CIDI, la présence de ces deux symptômes importants a été attribuée à un facteur organique, de sorte que les deux symptômes ont été jugés absents et que l'on n'a pas poursuivi plus loin l'entretien à l'aide du CIDI. Des questions visant à déterminer de possibles causes organiques ne figurent pas dans la forme abrégée du questionnaire.

Douze sujets classés dans la catégorie des faux positifs (17,4 %) se sont vu attribuer par le CIDI un autre syndrome dépressif (soit la dysthymie ou un épisode dépressif conforme à la définition de la CIM-10 ou les deux), ce qui donne à penser que la forme abrégée rendait compte d'un plus large éventail de troubles dépressifs que celui qui est englobé dans la catégorie de la dépression majeure. Enfin, 37 sujets (53,6 %) ont répondu par l'affirmative aux premières questions de chaque instrument concernant l'humeur dépressive et la perte d'intérêt, mais ne satisfaisaient pas aux critères de gravité ni de signification clinique des symptômes prévus dans le CIDI. Le CIDI comprend de nombreuses questions qui évaluent la gravité et la signification clinique des symptômes, à savoir, par exemple, si des symptômes tels que l'agitation psychomotrice ont été observés par l'entourage, si les symptômes sont apparus par suite du décès d'un être cher ou s'ils ont eu un retentissement important sur les activités de la personne. Aucun de ces indicateurs ne figurait dans la version abrégée.

Seuls trois sujets étaient faussement négatifs; chacun d'entre eux présentait quatre des cinq symptômes requis par le CIDI-SFMD. Autrement dit, ils se seraient classés dans la catégorie des sujets positifs selon cette étude

s'ils avaient fait état d'un autre symptôme. Dans ces cas, l'obtention de résultats faux négatifs s'expliquait aisément, la version intégrale du CIDI explorant plusieurs symptômes de manière beaucoup plus détaillée que la version abrégée. Ainsi, la version intégrale comprend des questions sur l'insomnie et l'hypersomnie, alors qu'une seule question sur le sommeil dans la version abrégée traite spécifiquement de l'insomnie d'endormissement. De plus, la version intégrale rend compte de symptômes tels que l'agitation et la libido qui sont exclus de la forme abrégée.

Conclusions

Dans cette étude, la forme abrégée pour la dépression majeure du CIDI a été évaluée par rapport à la section intégrale sur les troubles dépressifs du CIDI. On a noté la forme abrégée par catégorie en utilisant une valeur-seuil de cinq symptômes, laquelle dans les études antérieures a été associée à une valeur prédictive positive de 90 %⁷. Il s'agit aussi d'une valeur-seuil logique pour cet instrument, qui est associée à une validité apparente puisque selon le DSM-IV, un diagnostic de dépression majeure suppose nécessairement la présence de cinq symptômes.

L'étude présente une faiblesse méthodologique, à savoir que l'ordre dans lequel les instruments ont été utilisés n'a pas été choisi au hasard, de sorte qu'il existe peut-être un lien entre les résultats du second entretien (section sur les troubles dépressifs de la version intégrale du CIDI) et ceux du premier. Il est possible que les répondants soient tentés de faire en sorte que leurs réponses soient compatibles les unes avec les autres, si bien que les sujets ayant obtenu des résultats positifs au CIDI-SFMD seraient incités à fournir plus de réponses affirmatives à l'entretien du CIDI qui a suivi. Un tel phénomène aurait pour effet d'amplifier la valeur prédictive tant positive que négative du CIDI-SFMD. Par ailleurs, la fatigue engendrée par l'entretien pourrait entraîner une sous-déclaration des symptômes lors du second entretien⁹, ce qui augmenterait le nombre de faux positifs. Il est toutefois impossible de mesurer l'ampleur de ces effets à l'aide des données recueillies lors de cette étude.

Une autre question méthodologique importante est celle de la puissance statistique. Par exemple, même si des indices de la consommation d'alcool (fréquence de la consommation et consommation maximale à une occasion quelconque) n'ont pas été associés à des résultats faussement positifs, les sujets classés dans la catégorie des buveurs habituels et des gros buveurs étaient peu nombreux, de sorte que certains résultats négatifs sont peut-être des erreurs de type II. Un autre problème méthodologique concerne le biais lié à la méthode de travail. Comme l'utilisation de la version intégrale du CIDI était tributaire des résultats obtenus au CIDI-SFMD, cette forme de biais excluait le calcul direct de la sensibilité et de la spécificité à partir des données recueillies ici, même si ce biais n'aurait pas pour effet de fausser systématiquement les estimations de la valeur prédictive positive et négative¹⁰.

Théoriquement, il est possible d'estimer la sensibilité et la spécificité à la lumière des valeurs prédictives et de la prévalence¹⁰. Dans la présente étude, toutefois, le niveau de précision obtenu dans l'estimation de la valeur prédictive négative écartait la possibilité de réaliser une estimation fiable fondée sur ces méthodes.

La valeur prédictive positive plus élevée (90 %) signalée à l'égard de la valeur-seuil de cinq symptômes par les concepteurs⁷ de la forme abrégée de l'entretien représente peut-être une surestimation. Puisque la valeur prédictive de la forme abrégée semble avoir été estimée à partir de l'ensemble de données qui a servi à mettre au point l'instrument, on aurait pu s'attendre à ce que les valeurs prédictives applicables aux échantillons indépendants soient moins élevées, surtout lorsqu'on tient compte du fait que les questions prévues dans la forme abrégée ont spécifiquement été choisies pour maximiser les valeurs prédictives relatives à cet échantillon. Il faudrait utiliser cette forme abrégée auprès d'autres échantillons indépendants afin d'obtenir des données plus précises concernant sa validité. L'inclusion de questions traitant directement de sujets d'intérêt clinique et l'élargissement de l'éventail de symptômes importants pris en compte pourraient améliorer la concordance du CIDI-SFMD et du CIDI.

Il ressort de l'étude que la forme abrégée avait une excellente valeur prédictive négative et une valeur prédictive positive d'environ 75 %. Les résultats faussement positifs étaient facilement explicables étant donné la nature des instruments évalués. Comme chaque instrument met l'accent sur deux symptômes essentiels, l'humeur dépressive et la perte d'intérêt, les différences sont en partie imputables au manque de cohérence des réponses. D'autres écarts pourraient être attribués aux secteurs non explorés par la forme abrégée : la signification clinique des symptômes et leur lien avec des facteurs organiques. Le CIDI a indiqué que certains sujets faussement positifs souffraient d'autres troubles dépressifs, ce qui laisse supposer que la forme abrégée rend compte d'un éventail plus vaste de troubles dépressifs que ne le prévoient les critères de la dépression majeure appliqués par le CIDI. Il ne faut pas perdre de vue ces constats lorsqu'on interprète les données tirées de la forme abrégée du CIDI. Les sujets ayant obtenu un score élevé en réponse à ce questionnaire sur la dépression majeure ne souffrent pas tous de dépression majeure; certains présentent peut-être des symptômes imputables à une maladie physique et d'autres sont peut-être atteints d'une forme plus atténuée d'un trouble dépressif ou vivent un deuil.

Si l'on se fie à l'absence de lien entre un résultat faussement positif, d'une part, et une maladie physique autodéclarée et des indices bruts de la consommation d'alcool, d'autre part, observée dans cette étude, il semblerait impossible de corriger la prévalence pour tenir compte de variables telles que la maladie physique

et la consommation d'alcool dans les enquêtes qui ont fait appel au CIDI-SFMD. Il faudrait étudier la gravité de chaque symptôme, ses répercussions sur le fonctionnement de l'individu et ses causes éventuelles afin d'écarter ces facteurs comme responsables du manque de cohérence, ce qui équivaldrait à repenser l'intégralité de l'entretien diagnostique.

Pour bien interpréter les résultats du CIDI-SFMD, il faut se rappeler que cet instrument permet de détecter un syndrome dépressif très apparenté à la dépression majeure définie par le DSM-IV, mais pas identique à celle-ci. Comme les besoins en matière de traitement et les répercussions de la dépression sur la santé publique ne dépendent pas exclusivement de la prévalence d'un syndrome dépressif spécifique mais de facteurs tels que la durée des épisodes et l'ampleur de l'incapacité et de la détresse, il est important de tenir compte de ces autres variables lors de l'interprétation des estimations de la prévalence. Au Canada, l'inclusion du CIDI-SFMD dans l'Enquête nationale sur la santé de la population se prête parfaitement à une interprétation pertinente des résultats de cet instrument.

Références

1. Beudet MP. Dépression. *Rapports sur la santé* 1996;7(4):11-24.
2. Isometsa ET, Aro H. Depression in Finland: a computer assisted telephone interview study. *Acta Psychiatr Scand* 1997;96:122-8.
3. Hartge P, Brinton LA, Rosenthal JF, Cahill JI, Hoover RN, Waksberg J. Random digit dialing in selecting a population-based control group. *Am J Epidemiol* 1984;120(6):825-33.
4. Potthoff RF. Telephone sampling in epidemiological research: to reap the benefits, avoid the pitfalls. *Am J Epidemiol* 1994;139:967-78.
5. Wittchen HU. Reliability and validity studies of the WHO-Composite International Diagnostic Interview (CIDI): a critical review. *J Psychiatr Res* 1994;28(1):57-84.
6. Robins LN, Wing J, Wittchen HU, Helzer JE, Babor TF, Burke J, et al. The Composite International Diagnostic Interview. An epidemiological instrument suitable for use in conjunction with different diagnostic systems and in different cultures. *Arch Gen Psychiatry* 1988;45:1069-77.
7. Kessler RC, Andrews G, Mroczek D, Ustun B, Wittchen HU. The World Health Organization Composite International Diagnostic Interview Short-Form (CIDI-SF). *Int J Methods Psychiatr Res* 1998;7:171-85.
8. Watson EK, Firman DW, Heywood A, Hauquitz AC, Ring I. Conducting regional health surveys using a computer-assisted telephone interviewing method. *Austr J Public Health* 1995;19:508-11.
9. Wittchen H-U, Ustun TB, Kessler RC. Diagnosing mental disorders in the community. A difference that matters? *Psychol Med* 1999;29:1021-7.
10. Choi BCK. Sensitivity and specificity of a single diagnostic test in the presence of work-up bias. *J Clin Epidemiol* 1992;45:581-6. ■

Espérance de vie ajustée selon l'état de santé à l'échelon local en Ontario

Douglas G. Manuel, Vivek Goel, J. Ivan Williams et Paul Corey

Résumé

Les mesures de l'espérance de vie en santé sont en voie de devenir une façon courante de combiner l'information sur la mortalité et sur la qualité de vie liée à l'état de santé en une mesure sommaire de la santé de la population. Cependant, ces mesures se prennent rarement à l'échelon local, malgré la tendance croissante à planifier les services de santé à ce niveau. À l'aide d'une méthode Sullivan modifiée, nous avons calculé l'espérance de vie ajustée selon l'état de santé (EVAES) pour les 42 unités de santé publique de l'Ontario, en nous servant de tables de survie établies à partir des données de 1988–1992 sur la mortalité et la population et du Health Utilities Index (indice des états de santé selon l'utilité) conçu pour l'Enquête sur la santé en Ontario (1990). Nous avons constaté d'importants écarts entre les unités de santé pour ce qui est de l'EVAES à l'âge de 15 ans, tant chez les hommes (intervalle : 51,3–58,2 ans) que chez les femmes (intervalle : 56,6–62,9 ans). De manière générale, l'EVAES était plus courte dans les régions rurales et dans le Nord. Les différences locales chez les hommes étaient plus marquées pour l'EVAES que pour l'espérance de vie (7,1 contre 6,0 ans). Malgré la taille relativement grande de l'enquête sur la santé (45 583 répondants; intervalle : 729–1 746 par unité de santé), peu de différences dans l'EVAES s'écartaient sensiblement de la moyenne ontarienne, faisant douter de la possibilité d'estimer l'espérance de vie locale avec une précision suffisamment grande. Mais les différences locales plus grandes et la répartition géographique distincte de l'EVAES locale par rapport aux mesures de la mortalité, ajoutées à la possibilité de modéliser l'interaction complexe entre la mortalité et la morbidité, laissent croire que l'EVAES pourrait constituer une mesure utile de la santé de la population.

Mots clés : démographie; démographie/méthodes; espérance de vie en santé; espérance de vie; état de santé; indicateurs/normes de l'état de santé; Ontario/épidémiologie

Introduction

L'un des changements les plus frappants que l'on ait pu observer récemment dans la prestation des soins de santé, au Canada et dans d'autres pays, a été la tendance à déléguer à l'échelon régional ou local la responsabilité de la planification^a. Parallèlement, on a vu se développer un intérêt croissant pour la mesure des paramètres de la santé de la population, et en particulier pour les formes de mesure sommaire qui incluent la qualité de vie liée à l'état de santé (QVLES) et non seulement la mortalité ou la maladie. L'espérance de vie en santé est une mesure potentiellement utile qui réunit des données sur la QVLES

et des données sur la mortalité sous forme de tables de survie, mais, jusqu'ici, on a rarement produit de rapports sur les mesures locales de l'espérance de vie en santé. Le principal obstacle à l'élaboration et à la dissémination de ces mesures est le manque de tables de survie et d'enquêtes locales sur l'état de santé dont l'efficacité statistique soit suffisamment grande pour produire des conclusions significatives.

L'espérance de vie en santé décrit un ensemble d'indices qui combinent la mortalité (espérance de vie) à différentes mesures de la qualité de vie liée à l'état de santé¹⁻³. Elle correspond donc plus fidèlement aux définitions actuelles de la santé que les indicateurs de la morbidité ou de la mortalité pris isolément. Comme d'autres mesures de tables de survie, l'espérance de vie en santé part des principes d'une population stationnaire

^a Aux fins de ce travail, les secteurs locaux sont les 42 unités de santé de l'Ontario qui comptent une population se situant entre 40 600 et 739 900 habitants (médiane : 385 900). La population totale de l'Ontario était de 10 341 200 en 1990.

Références des auteurs

Douglas G. Manuel, Vivek Goel et J. Ivan Williams, Department of Public Health Sciences, University of Toronto; et Institute of Clinical Evaluative Sciences, Toronto (Ontario)

Paul Corey, Department of Public Health Sciences, University of Toronto, Toronto (Ontario)

Correspondance : D' Douglas Manuel, Institute for Clinical Evaluative Sciences, G-119, 2075 Bayview Avenue, Toronto (Ontario) M4N 3M5; Téléc : (416) 480-6048; Courriel : d.manuel@utoronto.ca

pour modéliser les effets des changements dans les profils de santé⁴. Elle est notamment l'un des rares indicateurs de la population qui, mesurés dans le temps, permettent de déterminer si la morbidité augmente ou diminue.

L'espérance de vie ajustée selon l'état de santé (EVAES) est un type particulier de mesure de l'espérance de vie en santé. Elle fait intervenir des facteurs de pondération explicites pour regrouper des états de santé distincts en un seul et même indicateur de l'espérance d'années équivalentes de bonne santé. Il existe d'autres mesures courantes de l'espérance de vie en santé qui font appel à des facteurs de pondération dichotomiques, dont l'espérance de vie sans invalidité et l'espérance de vie saine (reposant par exemple sur l'auto-évaluation de l'état de santé). L'EVAES a, aux yeux des économistes du domaine de la santé, l'avantage de se prêter à des comparaisons valables avec d'autres mesures de l'état de santé, telles que l'espérance de vie ou des mesures d'utilité propres à des maladies particulières. De plus, comme l'EVAES fait appel à des facteurs de pondération polychotomiques, elle est sensible aux changements dans la gravité de l'invalidité au sein d'une population.

L'exemple suivant peut aider à mieux comprendre l'avantage qu'il y a à combiner la mortalité et la morbidité à l'aide de mesures de l'espérance de vie en santé. Supposons que deux collectivités aient la même QVLES et espérance de vie moyennes en 1998 (et par conséquent la même espérance de vie en santé). En 1999, une des collectivités est frappée par une forte écloison de grippe qui emporte les personnes de santé fragile — celles dont la QVLES est très faible. L'autre collectivité y échappe. Après l'écloison, la QVLES transversale serait plus élevée dans la collectivité affectée, mais l'espérance de vie de 1999 y serait plus basse. L'espérance de vie en santé serait inférieure dans la collectivité touchée, et la différence entre les deux collectivités serait moins élevée que par rapport à l'espérance de vie. Dans cet exemple, une maladie aiguë a des effets opposés sur la QVLES et l'espérance de vie dans la collectivité. Une mesure de l'espérance de vie en santé est le meilleur indicateur qui soit pour mesurer l'effet de l'écloison de grippe sur une population.

Il existe bien d'autres indicateurs de la santé et modes de planification qui peuvent facilement être utilisés lorsque la table de survie de base a été créée pour un secteur de planification local et combinée à une mesure de QVLES. Citons notamment l'impact de l'élimination de maladies individuelles, basé sur les années de vie perdues selon les tables de survie abrégées simples ou les années de vie en santé perdues^{5,6}. Cette dernière méthode est particulièrement utile pour modéliser l'évolution du fardeau de la maladie, de l'état aigu à l'état chronique⁴. De même, il est possible d'estimer la contribution des différentes dimensions de la QVLES (marche, douleur, cognition, etc.) ou des différents facteurs sociaux-économiques à l'EVAES^{7,8}.

La plupart des estimations de l'espérance de vie en santé qui existent se rapportent à des pays⁹, et la plupart des estimations régionales sont calculées pour des

populations relativement nombreuses, soit de deux à trente millions de personnes¹⁰⁻¹³ (quoiqu'on trouve des exceptions^{14,15}). Dans la plupart de ces analyses, on a estimé l'espérance de vie sans invalidité ou l'espérance de vie saine (voir les EVAES se rapportant à des populations plus nombreuses dans les études de Wolfson⁷ et de quelques autres auteurs^{12,16}).

Il est possible de calculer une EVAES fondée sur l'utilité à l'échelon local en Ontario, en raison de l'existence de l'Enquête sur la santé en Ontario (ESO) de 1990, qui fut la première enquête sur la santé d'envergure provinciale à inclure les dimensions de l'état de santé nécessaires pour établir le *Health Utilities Index* (HUI)¹⁷. Cette mesure de l'état de santé fondée sur l'utilité est incluse dans deux enquêtes permanentes, l'Enquête nationale sur la santé de la population et l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes. Pour parvenir à calculer l'EVAES, il faut également des tables de survie locales. Bien que les tables de survie aient traditionnellement été calculées pour de petites populations dans bien des pays, cette pratique était moins répandue dans bien des régions du Canada¹⁸, du moins jusqu'à tout récemment¹⁹. La plupart des secteurs de planification locaux peuvent produire des tables de survie locales à l'aide de méthodes établies²⁰ et de statistiques de l'état civil, s'il existe un codage géographique exact.

Ce document décrit l'établissement de l'EVAES pour les 42 unités de santé de l'Ontario en 1990, à l'aide du *Health Utilities Index*¹⁷ et des données sur la mortalité des statistiques de l'état civil.

Matériel et méthodes

Sources de données

Les données sur l'état de santé ont été tirées de l'ESO de 1990 (décrite en détail ailleurs^{21,22}). En bref, 61 239 sujets ont été sélectionnés au moyen d'une méthode d'échantillonnage par grappes stratifié à plusieurs niveaux, utilisant les unités de santé de l'Ontario comme principale unité d'échantillonnage. La population cible incluait tous les habitants de logements privés de l'Ontario. Les personnes résidant dans des réserves des Premières Nations et des établissements de soins de longue durée, le personnel du service extérieur et les habitants des régions éloignées étaient exclus.

L'enquête s'est déroulée en deux étapes, la première comportant un questionnaire rempli à l'occasion d'une entrevue. À cette étape, une personne répondait au nom de tous les membres du ménage (taux de réponse : 87 %). La deuxième étape reposait sur un questionnaire, rempli par les répondants eux-mêmes, qui était remis à tous les membres du ménage âgés de plus de 12 ans (taux de réponse : 77 %; taille effective de l'échantillon : 729–1 746 par unité de santé). Les questions se rapportant aux dimensions du HUI se trouvaient dans le questionnaire rempli par les répondants. Les taux de réponse étaient plus élevés dans les régions rurales, parmi les femmes et parmi les personnes plus âgées.

Les données sur la mortalité du Registraire général de l'Ontario/Statistique Canada pour la période 1988–1992 ont servi à calculer les taux de décès par âge et sexe, pour chaque unité de santé. En tout, 358 490 résidents de l'Ontario sont décédés au cours de la période visée par l'étude (intervalle pour les unités de santé : 1 980–29 671). Les estimations postcensitaires de la population pour 1990, par sexe et groupe d'âge, ont été obtenues de Statistique Canada.

Health Utilities Index

Le HUI est un système de classification de l'état de santé en fonction d'un certain nombre de dimensions ou caractéristiques. Il sert à déterminer une valeur sommaire de l'état de santé individuel comprise entre 0 («décédé») et 1 («parfaite santé»), en fonction de scores de préférence pour différents états de santé²³. Chacun répond à des questions portant sur huit dimensions de la santé fonctionnelle (vision, audition, parole, mobilité, état émotif, pensée et mémoire, dextérité et degré de douleur et de malaise). Chaque dimension s'accompagne de quatre à six réponses possibles s'échelonnant entre un état sans restrictions et un état comportant de grandes restrictions (voir l'annexe).

Le score de préférence pour chaque dimension et la fonction subsidiaire de préférence à plusieurs dimensions ont été repris d'une version antérieure (Mark II) du HUI qui obtenait des réponses d'environ 200 parents d'enfants d'âge scolaire dans une municipalité locale¹⁷. Les facteurs de pondération des préférences ont été estimés à l'aide de la méthode Standard Gamble et de la méthode analogue visuelle²³. Les facteurs de pondération de la version Mark II ont été appliqués aux questions de la version Mark III incluses dans notre étude, au moyen d'un système provisoire de conversion des scores²⁴. La principale différence entre les deux versions est que la version Mark II réunit l'audition, la parole et la vision en une même dimension de «sensation», alors que la version Mark III les traite séparément.

Toutes les estimations individuelles et sommaires du HUI provenant de l'ESO de 1990 ont été pondérées en fonction de la probabilité que le répondant soit sélectionné parmi la population provinciale. Ces pondérations étaient inversement proportionnelles à la probabilité d'être sélectionné pour l'enquête. Les estimations pondérées sommaires du HUI pour les unités de santé ont été normalisées selon l'âge et le sexe par rapport à la population ontarienne de 1990, au moyen de la méthode directe.

Tables de survie

La méthode de Chiang^{20,25} a été utilisée pour établir les tables de survie abrégées de chaque unité de santé, selon le sexe et 19 groupes d'âge standard (<1, 1–4, 5–9, 10–14 . . . 85+ ans), pour 1990, en fonction des taux de mortalité par âge de 1988–1992 et des estimations de la population à la mi-intervalle, soit en 1990.

Espérance de vie ajustée selon l'état de santé

On a calculé l'EVAES à l'âge de 15 ans, selon le sexe et l'unité de santé, au moyen d'une version modifiée de la méthode de Sullivan²⁶. À partir de l'ESO de 1990, on a estimé le HUI pondéré selon l'âge et le sexe, pour les 42 unités de santé, par groupe d'âge de cinq ans, de 15 ans à 85 ans et plus. Pour chaque groupe d'âge, on a multiplié les «années de vie vécues» (L_x selon la nomenclature classique des tables de survie, où x correspond à l'intervalle d'âge) de la table de survie correspondante, par l'estimation moyenne du HUI pour créer les «années de vie vécues ajustées selon l'état de santé» ($L'_x = L_x \times \overline{HUI}_x$). Puis, on a additionné les années de vie vécues ajustées selon l'état de santé et on a divisé la somme par le nombre total de personnes survivant à l'âge de 15 ans, en vue de déterminer l'EVAES à 15 ans. L'espérance de vie perdue ajustée selon l'état de santé correspond à une estimation des années de vie en mauvaise santé, obtenue en soustrayant l'EVAES de l'espérance de vie.

Méthodes statistiques

Pour estimer les intervalles de confiance à 95 %, on a calculé la variance de l'espérance de vie selon une méthode décrite par Chiang²⁵. La variance de l'EVAES a été calculée selon une méthode décrite par Bebbington²⁷, qui ne tient compte que de l'erreur de la mesure de l'état de santé (c.-à-d. le HUI), malgré l'erreur statistique dans la probabilité de décès conditionnelle d'une table de survie. Cette hypothèse est raisonnable, puisque la variance statistique du HUI met en jeu une erreur beaucoup plus grande que la probabilité de décès, malgré la petite taille des populations utilisées dans la présente étude. Les erreurs-types tenaient à la fois compte de l'effet du plan d'enquête et de la pondération de l'échantillon. Le grand nombre d'unités de santé (42) faisait en sorte que chacune d'elles correspondait à une faible proportion de la population ontarienne et, par conséquent, on a estimé la signification statistique en comparant chaque unité de santé à la moyenne ontarienne. Toutes les analyses ont été effectuées à l'aide du logiciel SAS (*Statistical Analysis System*), version 6.12.

Résultats

Parmi les 46 583 répondants de l'ESO de 15 ans ou plus, 45 583 (98,3 %) ont fourni des réponses valides aux questions utilisées pour établir le HUI. Le HUI moyen pour l'Ontario était de 0,92 (hommes : 0,92; femmes : 0,91), l'intervalle entre les unités de santé étant de 0,89 à 0,93. Le score élevé obtenu pour le HUI moyen et la faible différence entre les unités de santé reflètent la forte proportion de la population qui est en bonne santé, surtout chez les plus jeunes. En ne tenant compte que des répondants en bonne santé (HUI > 0,95, indiquant qu'ils sont en parfaite santé ou qu'ils sont en parfaite santé mais portent des verres correcteurs ou un appareil auditif), on a pu observer une plus grande différence entre les unités de santé (68% du HUI des résidents de l'Ontario dépassait 0,95; intervalle pour les unités de santé : 57% à 75%).

La figure 1 montre le HUI moyen de l'Ontario par âge et les intervalles de confiance (IC) à 95 % pour les estimations des unités de santé. De manière générale, les unités de santé ayant un HUI moyen élevé dans un groupe d'âge avaient également un HUI élevé dans tous les groupes d'âge, ce qui est un fait important puisque la détermination de l'espérance de vie en santé suppose la réunion des scores du HUI par âge et de l'intervalle d'âge des années de vie vécues.

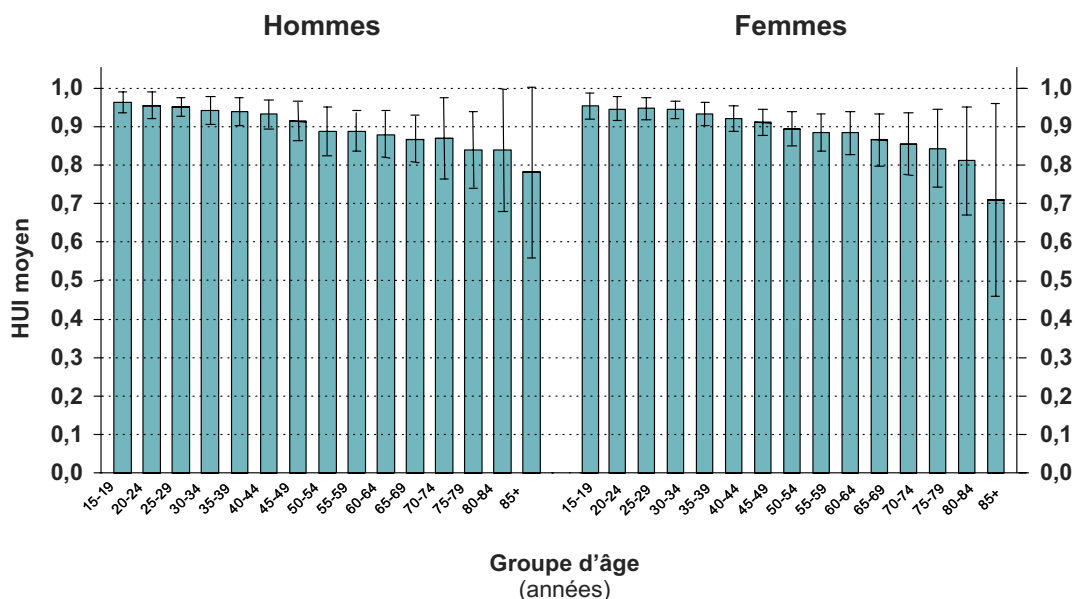
L'espérance de vie à la naissance en Ontario, pour la période 1988–1992, était de 74,8 ans (IC à 95 % = ±0,1) chez les hommes et de 80,9 ans chez les femmes; à l'âge de 15 ans, elle était de 60,7 ans et de 66,6 ans respectivement (IC à 95 % = ±0,1). L'EVAES moyenne chez les hommes de 15 ans en Ontario pour la même période était de 55,2 ans et, chez les femmes, de 59,8 ans (IC à 95 % = ±1,43). La différence entre les sexes en ce qui concerne l'EVAES (4,6 ans) était inférieure à la différence entre les sexes en ce qui concerne les années d'espérance de vie (5,9 ans). Cette période additionnelle de mauvaise santé (1,3 an) reflète une QVLES moindre (telle que mesurée par le HUI) chez les femmes de tous les groupes d'âge supérieurs à 15 ans, mais surtout chez les femmes plus âgées.

La figure 2 montre les intervalles de l'EVAES dans l'ensemble des 42 unités de santé. Chez les hommes, l'intervalle était de 51,3–58,2 ans à l'âge de 15 ans; chez les femmes, il était de 56,6–62,9 ans. L'intervalle de

l'espérance de vie chez les hommes était de 57,2–63,2 ans; chez les femmes, il était de 62,6–69,0 ans. Peu d'unités de santé présentaient une différence statistiquement significative (à $p < 0,05$) par rapport à la moyenne provinciale (10 des 42 unités pour les hommes et 4 pour les femmes; IC à 95% = 1,79–3,21 ans) dans le cas de l'EVAES, comparativement à ce qui a été observé dans le cas de l'espérance de vie (37 des 42 unités pour les hommes et 33 pour les femmes; IC à 95 % = 0,23–0,93 ans). L'EVAES perdue à cause d'une mauvaise santé s'échelonnait entre 4,2 et 6,9 ans chez les hommes, et 6,0 et 8,4 ans chez les femmes. On pouvait observer une corrélation modérée et négative entre l'EVAES perdue et l'espérance de vie (corrélation non pondérée de Pearson = -0,35).

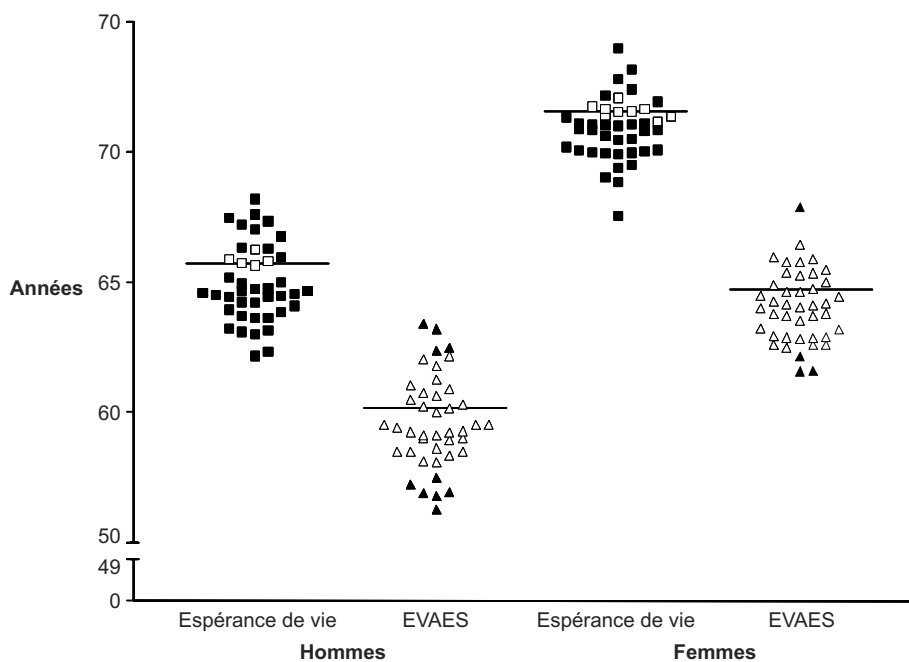
La figure 3 montre le profil géographique de l'EVAES chez les hommes; la répartition est semblable pour les femmes et n'a pas été présentée. De manière générale, les unités de santé du Nord et des régions rurales avaient une EVAES plus courte que les unités des régions urbaines. La différence entre les régions urbaines et rurales est plus marquée dans le cas de l'EVAES que dans le cas de l'espérance de vie (données non présentées). Les hommes de la ville de Toronto étaient l'exception notable, ayant l'espérance de vie la plus courte et l'EVAES la deuxième plus courte. Les femmes de Toronto avaient des résultats un peu meilleurs, se classant dans le quintile le plus bas et le deuxième plus bas pour l'espérance de vie et l'EVAES.

FIGURE 1
Health Utilities Index (HUI), par groupe d'âge et sexe, Ontario, 1990^a



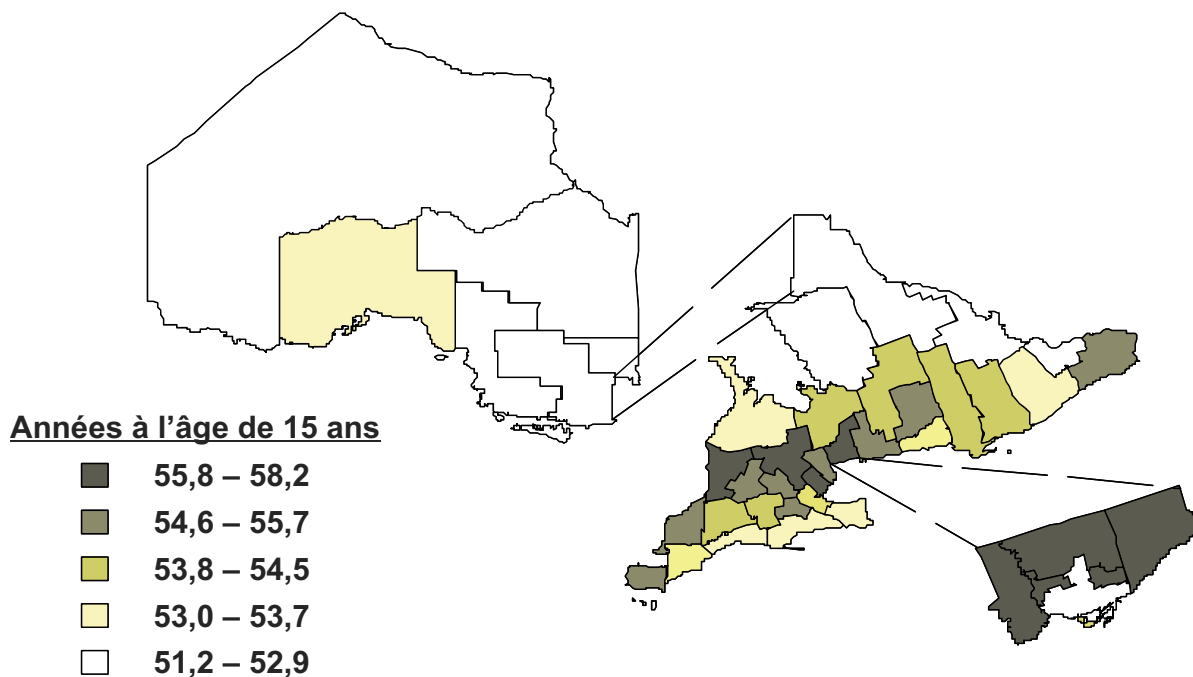
^a Chaque barre représente la moyenne et un intervalle de confiance à 95 % du HUI pour la population totale des 42 unités de santé de l'Ontario.

FIGURE 2
Espérance de vie et espérance de vie ajustée selon l'état de santé (EVAES) à l'âge de 15 ans, par unité de santé et sexe, Ontario, 1990^a



^a Chaque point représente l'espérance de vie ou l'espérance de vie ajustée selon l'état de santé pour une unité de santé. La barre horizontale représente la moyenne ontarienne. Les estimations de l'EVAES et de l'espérance de vie qui s'écartent sensiblement ($p < 0,05$) de la moyenne ontarienne sont ombrées en noir.

FIGURE 3
Espérance de vie ajustée selon l'état de santé, par quintile, hommes de 15 ans, Ontario, 1990



Discussion

Dans cet article, on a estimé l'état de santé à l'échelon local en Ontario en combinant les données sur la mortalité avec un indice de l'état de santé fondé sur l'utilité. Les résultats mettent en évidence deux faits concernant l'EVAES et d'autres mesures de l'espérance de vie en santé. Le premier fait est l'intérêt manifesté pour l'utilisation de l'espérance de vie en santé comme mesure sommaire de la santé dans une population. Il est évident que l'EVAES mesure la santé différemment d'autres indicateurs fondés sur la mortalité et, d'une certaine façon, elle reflète plus fidèlement les notions contemporaines de la santé. Bien qu'on s'intéresse de plus en plus à la comparaison géographique des indicateurs de la qualité de vie liée à l'état de santé, notre exemple théorique de l'effet d'une écloison de grippe montre comment il peut être difficile d'évaluer l'état de santé de la population uniquement parmi les survivants. Il reste donc à combiner la mortalité et la morbidité en un indicateur unique, et l'espérance de vie en santé est rapidement en train de devenir l'un des choix les plus pratiques pour les pays développés².

L'un des avantages d'une mesure de l'espérance de vie en santé fondée sur l'utilité telle que l'EVAES, à laquelle se trouve intégrée le HUI, est la possibilité de réunir les influences de la mortalité et de la qualité de vie liée à l'état de santé équivalentes pour donner un aperçu global de la santé.

Comme l'EVAES donne un aperçu assez vaste de la santé, même les différences modestes dans son calcul ont une importance en santé publique. Cela étant, la différence marquée observée à l'échelon local (7,1 ans à l'âge de 15 ans chez les hommes contre 6,3 ans chez les femmes) laisse supposer qu'il existe une importante disparité entre les secteurs locaux pour ce qui est de l'état de santé. Comme dans le cas des indicateurs de la mortalité, il existe un fort gradient Nord/Sud et urbain/rural relativement à l'état de santé; toutefois, la différence plus grande chez les hommes par rapport à l'EVAES que par rapport à l'espérance de vie (7,1 ans contre 6,0 ans) révèle une disparité plus grande sur le plan de l'état de santé que ce que laissent entrevoir les indicateurs de la mortalité seuls. L'EVAES calculée à l'échelon local indique que les différences entre les états de santé des hommes sont peut-être même plus prononcées que ce que l'on a pu estimer à l'aide d'autres indicateurs.

Les écarts entre les sexes étaient moins grands dans le cas de l'EVAES que dans celui de l'espérance de vie (4,6 contre 5,9 ans). Les femmes avaient une espérance de vie plus longue que les hommes, mais elles vivaient moins longtemps en santé.

Le second fait concernant les mesures de l'espérance de vie en santé est la possibilité qu'elles offrent de modéliser les effets sur la santé qui ne peuvent être évalués à l'aide des mesures de la mortalité ou de la morbidité séparément. Aucun autre indicateur de la santé de la population pris séparément ne permet d'observer que les hommes desservis par les unités de santé des

régions rurales et du Nord vivent moins longtemps et, en plus, passent une moins grande partie de leur vie en santé.

En modélisation de la santé, le véritable potentiel de l'espérance de vie en santé est probablement réalisé avec une ventilation plus poussée des maladies, des états de santé et des transitions entre ces états dans différentes populations et dans le temps. Par exemple, les unités de santé du Nord comptent plus de maladies aiguës, comme des maladies infectieuses chez les enfants et des blessures accidentelles, qui se traduisent par une mortalité supérieure en plus bas âge. Cependant, il y a aussi la question que les personnes et collectivités de ces régions peuvent disposer de moins de ressources et, donc, que ces événements aigus non mortels risquent davantage d'occasionner une invalidité chronique. Si c'était effectivement le cas, la différence serait plus grande entre l'EVAES et l'espérance de vie, comme l'indiquent nos estimations.

Cette étude comporte certaines limites dont il faut tenir compte. L'analyse montre bien qu'il est difficile de se fier à des enquêtes menées dans la population pour évaluer l'espérance de vie en santé à l'échelon local. Malgré la taille imposante de l'échantillon et les grandes différences absolues liées à l'EVAES, l'efficacité statistique est probablement insuffisante pour détecter des écarts statistiquement significatifs entre bon nombre de secteurs locaux de l'Ontario.

Il y a donc lieu de s'interroger sur l'intérêt qu'il y a à estimer l'état de santé à l'aide d'une mesure fondée sur l'utilité à l'échelon local dans des enquêtes vastes et coûteuses telles que l'ESO. Une solution pourrait être d'inclure un nombre limité de questions sur l'état de santé (pas nécessairement le HUI) dans le recensement canadien. Des questions sur l'invalidité ont été incluses dans les recensements de 1991 et 1996, et celles-ci pourraient être utilisées pour estimer l'espérance de vie sans invalidité. Une autre possibilité serait d'estimer d'abord l'efficacité statistique et de ne procéder à une analyse à l'échelon local que si l'efficacité est suffisante. Les résultats présentés ici peuvent être utilisés pour vérifier l'efficacité statistique en vue d'analyses futures, mais l'estimation des variances de tables de survie est un problème complexe, et il n'existe actuellement aucune méthode d'estimation de l'efficacité.

Les patients vivant dans des établissements n'ont pas été inclus dans l'échantillon de l'ESO. Les estimations seraient inférieures si la population lourdement atteinte des établissements était incluse, même si les personnes âgées vivant en établissement constituent une faible proportion de la population totale¹⁶. L'effet est important lorsqu'on compare la différence entre l'EVAES des hommes et des femmes, puisqu'une plus forte proportion de femmes de 65 ans et plus vivent en établissement. Les différences entre les EVAES des unités de santé seraient probablement un peu plus importantes si les patients en établissement étaient inclus, puisqu'il existe une forte corrélation positive entre l'EVAES et les données de

recensement sur les patients en établissement normalisées selon l'âge (données non présentées).

L'espérance de vie en santé ne modélise que les interactions complexes entre la morbidité et la mortalité qui prennent de plus en plus d'importance dans la planification des services de santé et sont extrêmement difficiles à observer autrement. Les politiques de la santé visant à améliorer ou réduire les disparités locales dans l'espérance de vie en santé peuvent se distinguer des politiques basées sur les indicateurs actuels. On ignore s'il existe ailleurs de grandes disparités similaires dans l'espérance de vie en santé à l'échelon local. Cependant, on observe des différences locales par rapport à d'autres indicateurs de la santé, tels que la mortalité infantile et la perception personnelle de l'état de santé, dans d'autres provinces du Canada, et il en existe probablement aussi pour l'espérance de vie en santé.

On a besoin de tables de survie ainsi que de données sur l'état de santé à l'échelon local. Les premières sont le plus souvent disponibles, mais les données sur l'état de santé ne sont pas systématiquement recueillies à cet échelon. La justification de la collecte de données aussi coûteuses se trouve dans la nécessité d'effectuer une planification locale et dans l'avantage additionnel que celles-ci présentent par rapport aux données provinciales. Néanmoins, il subsiste à l'égard des estimations locales plusieurs questions de méthodologie statistique qu'il faudra évaluer plus à fond.

Références

1. Adams O, Wilkins R. Développement des indices d'espérance de vie en santé : réunion internationale du Réseau Espérance de Vie en Santé (REVES). *Rapports sur la santé* 1992;4(1):67-72.
2. Mathers C. Session III. Health expectancies: an overview and critical appraisal. Dans: *WHO Conference on Summary Measures of Population Health* [en direct]; 1999 déc. 6; Marrakech, Morocco. <www.who/whosis/smph/index.html>.
3. Mooney G. Session I. Discussion of the paper: uses of summary measures for population health by Murray, Salomon and Mathers. Dans: *WHO Conference on Summary Measures of Population Health* [en direct]; 1999 déc. 6; Marrakech, Morocco. <www.who/whosis/smph/index.html>.
4. van de Water H, van Vliet H, Boshuizen H. *The impact of "substitute morbidity and mortality" on public health policy*. Pays-Bas: TNO Prevention and Health, 1994.
5. Nusselder WJ, van der Velden K, van Sonsbeek JL, Lenior ME, van den Bos GA. The elimination of selected chronic diseases in a population: the compression and expansion of morbidity. *Am J Public Health* 1996;86(2):187-94.
6. Mathers CD. Gains in health expectancy from the elimination of diseases among older people. *Disabil Rehabil* 1999;21(5-6):211-21.
7. Wolfson M. Espérance de vie ajustée sur la santé. *Rapports sur la santé* 1996;8(1):41-5.
8. Valkonen T, Sihvonen AP, Lahelma E. Health expectancy by level of education in Finland. *Soc Sci Med* 1997;44(6):801-8.
9. Bone M. International efforts to measure health expectancy. *J Epidemiol Community Health* 1992;46(6):555-8.
10. National Board of Health and Welfare. *Public health report*. Report no 18. Stockholm: Statistiska Centralbyran Sweden, 1997.
11. Bebbington A. Regional and social variations in disability-free life expectancy in Great Britain. Dans: Robine J-M, Mathers C, Bone I, Romieu I, rédacteurs. *Calculation of health expectancies: harmonization, consensus achieved and future perspectives*. Londres: John Libbey and Company Ltd., 1993:388.
12. Mathers C. *Health expectancies in Australia, 1981 and 1988*. Canberra: Australian Institute of Health Publications, 1991.
13. van Oyen H, Tafforeau J, Roelands M. Regional inequities in health expectancy in Belgium. *Soc Sci Med* 1996;43(11):1673-8.
14. Wilkins R. Health expectancy by local area in Montreal: a summary of findings. *Can J Public Health* 1986;77:216-22.
15. Lafontaine P, Pampalon R, Rochon M. L'espérance de vie sans incapacité en région au Québec/Regional differences in health expectancy in Quebec. Dans: *The first REVES Workshop, International Research Network for Interpretation of Observed Values of Healthy Life Expectancy*. Ottawa, 1992.
16. Berthelot J-M, Roberge R, Wolfson M. The calculation of health-adjusted life expectancy for a Canadian province using a multi-attribute utility function: a first attempt. Dans: Robine J-M, Mathers C, Bone I, Romieu I, rédacteurs. *Calculation of health expectancies: harmonization, consensus achieved and future perspectives*. Londres: John Libbey and Company Ltd., 1993:388.
17. Torrance G, Furlong W, Feeny D, Boyle M. Multi-attribute preference functions—health utilities index. *PharmacoEconomics* 1995;7(6):503-20.
18. Manuel DG, Goel V, Williams JI. Life expectancy at birth at the local level in Ontario. *Can J Public Health* 1999;90(1):52-4.
19. Gilmore J, Wannell B. Espérance de vie. *Rapports sur la santé* 1999;11(3):9-24.
20. Manuel DG, Goel V, Williams JI. Construction de tables de survie à l'échelon local. *Maladies chroniques au Canada* 1998;19(2):59-63.
21. Ontario Ministry of Health. *OHS 1990: user's guide. Volume 1: Documentation*. Toronto: Queen's Press, 1992.
22. Ontario Ministry of Health. *OHS 1990: user's guide. Volume 2: Microdata manual*. Toronto: Queen's Press, 1992.
23. Feeny D, Furlong W, Boyle M, Torrance G. Multi-attribute health status classification systems. *PharmacoEconomics* 1995;7(6):490-502.
24. Torrance G, Furlong W, Feeny D, Boyle M. *Final report to Statistics Canada of Project No 44400900187. Provisional health index for the Ontario Health Survey*. Hamilton: McMaster University Centre for Health Economics and Policy Analysis, 1992.
25. Chiang CL. *The life table and its applications*. Malabar (Florida): Robert E Krieger Publ Co, 1984.
26. Sullivan D. A single index of mortality and morbidity. *HSMHA Health Rep* 1971;86(4):347-54.
27. Bebbington A. Expectation of life without disability measured from the OPCS disability surveys. Dans: Robine J-M, Blanchet M, Dowd J, rédacteurs. *Health expectancy: first workshop of the International Health Life Expectancy Network (REVES)*. Londres: MHSO, 1992:23-34. ■

ANNEXE
Dimensions et niveaux du Health Utilities Index Mark III

Dimension	Niveau	Description
Vision	1	Être capable de voir suffisamment bien pour lire un journal ordinaire et reconnaître un ami de l'autre côté de la rue, sans lunettes ni lentilles cornéennes.
	2	Être capable de voir suffisamment bien pour lire un journal ordinaire et reconnaître un ami de l'autre côté de la rue, mais avec des lunettes ou des lentilles cornéennes.
	3	Être capable de lire un journal ordinaire, avec ou sans lunettes, mais incapable de reconnaître un ami de l'autre côté de la rue, même avec des lunettes ou des lentilles cornéennes.
	4	Être capable de reconnaître un ami de l'autre côté de la rue, avec ou sans lunettes, mais incapable de lire un journal ordinaire, même avec des lunettes ou des lentilles cornéennes.
	5	Être incapable de lire un journal ordinaire et de reconnaître un ami de l'autre côté de la rue, même avec des lunettes ou des lentilles cornéennes.
	6	Être totalement incapable de voir.
Audition	1	Être capable d'entendre ce qui se dit au cours d'une conversation avec un groupe d'au moins 3 autres personnes, sans appareil auditif.
	2	Être capable d'entendre ce qui se dit au cours d'une conversation avec 1 autre personne dans une pièce tranquille, sans appareil auditif, mais avoir besoin d'un tel appareil pour entendre ce qui se dit au cours d'une conversation avec un groupe d'au moins 3 autres personnes.
	3	Être capable d'entendre ce qui se dit au cours d'une conversation avec 1 autre personne dans une pièce tranquille, avec un appareil auditif, et être capable d'entendre ce qui se dit au cours d'une conversation avec un groupe d'au moins 3 autres personnes, avec un appareil auditif.
	4	Être capable d'entendre ce qui se dit lors d'une conversation avec 1 autre personne dans une pièce tranquille, sans appareil auditif, mais être incapable d'entendre ce qui se dit lors d'une conversation avec un groupe d'au moins 3 autres personnes, même avec un appareil auditif.
	5	Être capable d'entendre ce qui se dit lors d'une conversation avec 1 autre personne dans une pièce tranquille, avec un appareil auditif, mais être incapable d'entendre ce qui se dit lors d'une conversation avec un groupe d'au moins 3 autres personnes, même avec un appareil auditif.
	6	Être totalement incapable d'entendre.
Parole	1	Être capable de me faire comprendre parfaitement en parlant avec des étrangers ou des personnes qui me connaissent bien.
	2	Être capable de me faire comprendre en partie en parlant avec des étrangers, mais capable de me faire comprendre parfaitement en parlant avec des personnes qui me connaissent bien.
	3	Être capable de me faire comprendre en partie en parlant avec des étrangers ou des personnes qui me connaissent bien.
	4	Être incapable de me faire comprendre en partie en parlant avec des étrangers, mais capable de me faire comprendre en partie en parlant avec des personnes qui me connaissent bien.
	5	Être incapable de me faire comprendre en parlant avec d'autres (ou être totalement incapable de parler).
Marche	1	Être capable de marcher dans le quartier sans difficulté et sans appareil d'aide à la marche.
	2	Être capable de marcher dans le quartier avec difficulté mais sans avoir besoin d'un appareil d'aide à la marche ou de l'assistance d'une autre personne.
	3	Être capable de marcher dans le quartier avec un appareil d'aide à la marche, mais sans l'assistance d'une autre personne.
	4	Être capable de marcher dans le quartier avec un appareil d'aide à la marche et avoir besoin d'un fauteuil roulant pour se déplacer dans le quartier.
	5	Être incapable de marcher seul, même avec un appareil d'aide à la marche. Être capable de marcher sur de courtes distances avec l'assistance d'une autre personne et avoir besoin d'un fauteuil roulant pour se déplacer dans le quartier.
	6	Être totalement incapable de marcher.
Dextérité	1	Avoir l'usage complet de ses 2 mains et de ses 10 doigts.
	2	Avoir des limitations dans l'usage de ses mains ou de ses doigts, mais ne pas avoir besoin d'outils spéciaux ni de l'assistance d'une autre personne.
	3	Avoir des limitations dans l'usage de ses mains ou de ses doigts, être autonome dans l'utilisation d'outils spéciaux et ne pas avoir besoin de l'assistance d'une autre personne.
	4	Avoir des limitations dans l'usage de ses mains ou de ses doigts, et avoir besoin de l'assistance d'une autre personne pour certaines tâches (non autonome même dans l'utilisation d'outils spéciaux).
	5	Avoir des limitations dans l'usage de ses mains ou de ses doigts, et avoir besoin de l'assistance d'une autre personne pour la plupart des tâches (non autonome même dans l'utilisation d'outils spéciaux).

ANNEXE (suite)
Dimensions et niveaux du Health Utilities Index Mark III

Dimension	Niveau	Description
	6	Avoir des limitations dans l'usage de ses mains ou de ses doigts, et avoir besoin de l'assistance d'une autre personne pour toutes les tâches (non autonome même dans l'utilisation d'outils spéciaux).
Émotions	1	Heureux et aimant la vie
	2	Assez heureux
	3	Assez malheureux
	4	Très malheureux
	5	Malheureux au point de considérer que la vie ne vaut pas la peine d'être vécue
Cognition	1	Être capable de se souvenir de la plupart des choses, de penser clairement et de résoudre les problèmes courants.
	2	Être capable de se souvenir de la plupart des choses, mais avoir un peu de difficulté à penser et à résoudre les problèmes courants.
	3	Être assez oublieux, mais capable de penser clairement et de résoudre les problèmes courants.
	4	Être assez oublieux et avoir un peu de difficulté à penser et à résoudre les problèmes courants.
	5	Être très oublieux et avoir beaucoup de difficulté à penser ou à résoudre les problèmes courants.
	6	Être incapable de se souvenir de quoi que ce soit et de penser ou de résoudre les problèmes courants.
Douleur	1	Absence de douleur et de malaise
	2	Douleur légère à modérée qui n'empêche aucune activité
	3	Douleur modérée qui empêche quelques activités
	4	Douleur modérée à intense qui empêche certaines activités
	5	Douleur intense qui empêche la plupart des activités

Le Registre du cancer familial du côlon de l'Ontario : méthodes et taux de réponse de la première année

Michelle Cotterchio, Gail McKeown-Eyssen, Heather Sutherland, Giao Buchan, Melyssa Aronson, Alexandra M. Easson, Jeannette Macey, Eric Holowaty et Steven Gallinger

Résumé

Le Registre du cancer familial du côlon de l'Ontario (RCFCO) est un registre novateur dans lequel sont versées des données sur les antécédents familiaux, des données épidémiologiques de même que des échantillons de sang et de tissu tumoral provenant d'un échantillon fondé sur une population de patients atteints d'un cancer colorectal et de leur famille. Les familles sont classées dans différentes catégories : risque familial élevé, risque familial intermédiaire/autre et risque faible (sporadique) de cancer colorectal. Il est particulièrement difficile d'obtenir des taux de réponse élevés dans des études génétiques familiales parce qu'elles exigent beaucoup de temps et parce qu'elles soulèvent des questions de confidentialité. Le taux de réponse pour la première année s'est élevé à 61 %, ce qui a permis de recruter 1 395 proposant pour participer à l'étude. Pour tenter de détecter un éventuel biais dans les réponses, nous avons comparé les participants aux non-participants. Les deux groupes ne différaient ni par l'âge ni par le sexe; cependant, les personnes vivant en milieu rural étaient quelque peu plus susceptibles de participer. Jusqu'à maintenant, 57 % des 1 587 personnes apparentées à des patients atteints d'un cancer colorectal ont participé; les femmes étaient proportionnellement plus nombreuses à participer, tandis que les personnes apparentées pour qui le risque familial était faible étaient les moins susceptibles de participer. Le RCFCO est une excellente ressource qui facilitera l'étude des facteurs génétiques et environnementaux associés au cancer colorectal.

Mots clés : cancer colorectal héréditaire sans polypose; études génétiques familiales; méthodologie; néoplasmes colorectaux; taux de réponse

Introduction

Le Registre du cancer familial du côlon de l'Ontario (*Ontario Familial Colon Cancer Registry*) est l'un des six centres de recherches internationaux qui participent au *Co-operative Familial Registry for Colorectal Studies*, registre établi par le *National Cancer Institute* des États-Unis. Depuis sa création en 1997, le RCFCO recueille des renseignements détaillés sur les antécédents familiaux, des données épidémiologiques, des échantillons de sang et de tissu tumoral auprès d'un échantillon basé sur la population de patients atteints de cancer colorectal (proposants) et de leur famille. Le RCFCO a été conçu pour

faciliter les recherches futures sur le cancer colorectal dans des domaines comme l'épidémiologie génétique, la découverte des gènes, la prévention primaire, la recherche psychosociale, le dépistage et le traitement.

Les familles recensées dans le RCFCO sont classées dans différentes catégories selon que leurs membres présentent un risque familial élevé, un risque familial intermédiaire/autre ou un risque faible (sporadique), d'après les antécédents familiaux de cancer et d'autres éléments d'information (voir le tableau 1). On s'intéresse tout particulièrement aux familles dont un des membres est atteint d'un cancer colorectal héréditaire sans

Références des auteurs

Michelle Cotterchio, Division of Preventive Oncology, Action Cancer Ontario; et Department of Public Health Sciences, University of Toronto, Toronto (Ontario)

Gail McKeown-Eyssen, Department of Public Health Sciences, University of Toronto, Toronto (Ontario)

Heather Sutherland et Melyssa Aronson, Ontario Familial Colon Cancer Registry, Ontario Cancer Genetics Network, Toronto (Ontario)

Giao Buchan, Jeannette Macey et Eric Holowaty, Division of Preventive Oncology, Action Cancer Ontario, Toronto (Ontario)

Alexandra M. Easson, Department of Surgery, University of Toronto, Toronto (Ontario)

Steven Gallinger, Ontario Familial Colon Cancer Registry, Ontario Cancer Genetics Network; et Department of Surgery, University of Toronto, Toronto (Ontario)

Correspondance : D^{re} Michelle Cotterchio, Division of Preventive Oncology, Cancer Care Ontario, 620 University Avenue, Toronto (Ontario) M5G 2L7

polypose (connu sous l'abréviation HNPCC qui correspond à l'appellation anglaise *hereditary non-polyposis colorectal cancer*), puisque les membres de ces familles courent un risque élevé de développer un cancer colorectal et certains autres cancers^{1,2}. Comme cette maladie représente de 2 à 3 % des cas de cancer colorectal^{3,4}, seules des études de grande envergure comme le RCFCO permettent de recruter un nombre suffisant de familles. La mise en évidence récente des gènes de réparation des mésappariements de l'ADN (*mismatch repair genes* ou gènes MMR), qui sont à l'origine du cancer colorectal héréditaire sans polypose, a rendu possible l'identification des porteurs de ces mutations génétiques.

Il est important d'obtenir un taux de réponse élevé pour garantir que les familles inscrites au RCFCO soient représentatives de la population dont elles sont issues. Cependant, il est particulièrement ardu d'obtenir des taux de réponse élevés dans des études génétiques familiales sur le cancer colorectal parce qu'il faut beaucoup de temps pour mener à bien les nombreuses étapes de la collecte des données, parce que les études de cette nature soulèvent des questions de confidentialité⁵ et parce que le taux de mortalité est élevé chez les personnes atteintes de ce cancer⁶.

L'article que voici vise un triple objectif : décrire la structure et les méthodes du RCFCO; faire état des taux de réponse obtenus pendant la première année d'identification des proposants, ces taux étant stratifiés en fonction des caractéristiques des sujets pour détecter d'éventuels biais dans les réponses; et décrire les caractéristiques essentielles des familles inscrites à ce registre pendant la première année du recrutement.

Méthodes d'établissement du RCFCO

Recrutement des patients atteints d'un cancer colorectal et de leur famille

Le Registre du cancer familial du côlon de l'Ontario, qui est fondé sur une population, sert à identifier les nouveaux cas vivants de cancer colorectal (proposants) âgés de 20 à 74 ans qui ont reçu le diagnostic entre le 1^{er} juillet 1997 et le 30 juin 2000. On identifie les médecins d'après le rapport d'examen anatomopathologique, puis on leur demande l'autorisation de communiquer avec leur patient et l'adresse du patient, son numéro de téléphone et son état vital. Une fois que le médecin a donné son consentement, on envoie au patient ou à la patiente en question une trousse contenant une lettre de présentation, une brochure décrivant les différentes étapes du RCFCO, un questionnaire sur les antécédents familiaux et une enveloppe-réponse préaffranchie. Une carte de rappel est envoyée au patient deux semaines après ce premier envoi, et les personnes n'ayant pas répondu sont relancées par téléphone environ huit semaines après le premier envoi postal. À l'heure actuelle, on ne fait pas appel à des personnes susceptibles de donner des renseignements sur les patients décédés. En moyenne, un délai de huit mois s'écoule entre le diagnostic de cancer colorectal et le contact (postal) avec le patient. (Ce délai

s'explique par le fait que le RCFCO met en moyenne six mois à repérer les cas après l'établissement du diagnostic).

Dans le questionnaire sur les antécédents familiaux, on demande au proposant des renseignements sur tous ses parents au premier degré : nom, date de naissance, état vital, date du décès et âge au moment du décès, cancers diagnostiqués et âge au moment du diagnostic. On recueille aussi des renseignements sur tous les cas de cancer survenus chez des personnes apparentées au deuxième et au troisième degré. Sur la base de cette information, on établit l'arbre généalogique de la famille. D'après ces renseignements, le proposant est classé comme appartenant à une famille qui présente un risque élevé (selon les critères HNPCC d'Amsterdam [voir le tableau 1]), à une famille qui présente un risque familial intermédiaire/autre (voir le tableau 1) ou à une famille qui présente un faible risque (sporadique). Tous les cas qui présentent un risque élevé ou intermédiaire/autre, de même qu'un échantillon aléatoire de 25 % des cas sporadiques, sont choisis pour participer à d'autres étapes de l'établissement de ce registre familial (voir les sections ci-dessous).

Des conseillers en génétique et des adjoints de recherche dûment formés appellent tous les patients choisis pour clarifier ou compléter les renseignements indiqués sur le questionnaire au sujet des antécédents familiaux de toutes les personnes qui leur sont apparentées au premier degré. En outre, on élargit l'arbre généalogique en recueillant de l'information sur tous les parents au deuxième degré (nom de famille, prénom, diagnostic de cancer, état vital, âge actuel ou âge au moment du décès). Pour faciliter la sélection des personnes apparentées au proposant qui doivent être invitées à participer au RCFCO, on détermine à la lumière de l'arbre généalogique si l'un des côtés de la famille du proposant, les deux côtés ou encore aucun des deux côtés présente des risques (c.-à-d. si les personnes intéressées risquent d'avoir hérité d'une mutation génétique associée au cancer colorectal).

Autres étapes de l'établissement du RCFCO

Les proposants qui acceptent de participer sont invités à (1) remplir un questionnaire postal auto-administré de nature épidémiologique (permettant de recueillir de l'information sur les examens de l'intestin subis à des fins de dépistage, les maladies, la médication, le régime alimentaire, les facteurs liés à la reproduction, l'activité physique, des facteurs socio-démographiques et des mesures anthropométriques), de même qu'un questionnaire sur leur régime alimentaire; (2) donner un échantillon de sang qui servira à d'éventuelles analyses génétiques futures; et (3) donner l'autorisation d'obtenir, pour des fins d'analyses moléculaires, les blocs de paraffine contenant des échantillons de tissu tumoral qui sont entreposés dans des départements d'anatomopathologie.

De plus, on demande à tous les proposants qui présentent un risque élevé ou intermédiaire, de même

TABLEAU 1
Critères utilisés pour classer les proposants dans le RCFCO

Risque familial élevé/HNPCC^a (critères d'Amsterdam¹⁶)

1. Au moins trois personnes apparentées atteintes d'un cancer colorectal, dont l'une est unie aux deux autres par un lien de parenté au premier degré, *et*
2. Au moins deux générations successives touchées par un cancer colorectal, *et*
3. Cancer colorectal diagnostiqué avant l'âge de 50 ans chez au moins une personne, *et*
4. Aucun cas de polypose adénomateuse familiale (PAF)

Risque familial intermédiaire/autre (familial [#1–3], autre (pathologique [#5–11], autre [#4, 12]))

1. Proposant a deux personnes apparentées atteintes d'un cancer HNPCC^b *et* deux des trois personnes sont unies par des liens de parenté au premier degré, *ou*
2. N'importe quel membre de la famille atteint d'un cancer HNPCC^b s'étant déclaré l'âge de 35 ans, *ou*
3. Proposant de <50 ans et personne apparentée atteinte d'un cancer du côlon <50 ans (personne apparentée au premier ou au deuxième degré seulement), *ou*
4. Proposant âgé de 35 ans, *ou*
5. Proposant atteint de multiples cancers du côlon primaires, *ou*
6. Proposant atteint d'autres cancers HNPCC primaires^b, *ou*
7. Proposant présentant de multiples polypes, *ou*
8. Syndrome de Peutz-Jeghers ou polype hamartomateux, *ou*
9. Polype juvénile, *ou*
10. Maladie intestinale inflammatoire, *ou*
11. Histologies inhabituelles de cancers colorectaux^c, *ou*
12. Proposant est un juif Ashkenazi

Risque faible (sporadique)

1. Tous les autres cas de cancers colorectaux (proposants) qui n'entrent pas dans les catégories de risque élevé ou intermédiaire

^a HNPCC : cancer colorectal héréditaire sans polypose

^b Cancer colorectal, gastro-oesophagien ou cancer de l'endomètre, de l'estomac, de l'intestin grêle, du foie, du pancréas, des voies biliaires, de l'ovaire, du rein, de l'uretère, du cerveau ou lymphome

^c Carcinosarcome, carcinome adénoquameux, à cellules fusiformes, métaplasique, choriocarcinome, à cellules en bague, non différencié, différenciation trophoblastique, carcinome neuro-endocrinien à petites cellules

qu'à un échantillon de 25 % des cas sporadiques, de permettre que l'on communique avec leurs parents au premier degré et avec toute personne apparentée «à risque» atteinte d'un cancer colorectal héréditaire sans polypose, de même qu'avec les parents au premier degré de cette personne. Si la permission est accordée, on écrit à ces personnes pour les inviter à participer au RCFCO. Si elles y consentent, on leur envoie un questionnaire sur les facteurs de risque épidémiologiques et un questionnaire sur leur alimentation, et on leur demande de donner un échantillon de sang.

Counselling génétique

Tous les proposants et les personnes qui leur sont apparentées se voient offrir des services de counselling génétique avant de fournir un échantillon de sang. Après avoir pris connaissance des antécédents familiaux, le conseiller en génétique évalue les risques et recommande des mesures de dépistage du cancer colorectal. Pour satisfaire aux exigences du consentement éclairé, les conseillers expliquent également au proposant ce en quoi consistent les tests génétiques, en soulignant leurs risques et leurs avantages. Si le proposant comprend tous les aspects des tests génétiques et qu'il y consent, on prélève un échantillon de sang pour le RCFCO.

Vérification des cancers déclarés

Après avoir reçu l'autorisation écrite et des fonds supplémentaires, le RCFCO vérifiera les conclusions de l'anatomopathologiste ainsi que la date du diagnostic de tous les cancers coliques et extra-coliques chez toutes les personnes apparentées «à risque», à l'aide des comptes rendus d'examen anatomopathologiques obtenus soit du Registre d'inscription des cas de cancer de l'Ontario, soit d'autres registres du cancer de l'extérieur de l'Ontario, d'hôpitaux ou de cliniques. On tentera aussi de vérifier les diagnostics de cancer reçus par des personnes apparentées au proposant qui vivent dans d'autres pays en écrivant au registre pertinent ou à l'hôpital (indiqué par le sujet) pour demander une copie du compte rendu d'examen anatomopathologique.

Analyse génétique moléculaire

Un anatomopathologiste examine des tissus de tumeur colorectale provenant de tous les proposants classés comme présentant un risque familial élevé et un risque familial intermédiaire/autre; ces tissus sont par la suite traités et entreposés dans la banque de tissus biologiques du Réseau ontarien d'étude sur le cancer et l'hérédité, à l'hôpital Mount Sinai de Toronto. L'instabilité des microsatellites (MSI), marqueur moléculaire de l'altération des gènes MMR, se définit comme la

présence de bandes altérées ou additionnelles dans l'ADN d'une tumeur amplifiée par polymérase (PCR), comparativement à des échantillons d'ADN normal obtenus de segments adjacents normaux du côlon. Les tumeurs sont désignées comme présentant une forte instabilité des microsatellites (MSI-H), une faible instabilité des microsatellites (MSI-L) et une stabilité des microsatellites (MSS), d'après des recommandations internationales récentes⁷. Seuls les proposants dont les tumeurs sont MSI-H font l'objet de tests visant à détecter les mutations des gènes MMR (voir la description ci-dessous)⁸. De plus, avant que ces tests ne soient réalisés, on procède à des analyses immunohistochimiques pour tâcher d'identifier quel gène MMR est susceptible d'être muté⁹.

Les échantillons de sang des proposants MSI-H servent de source d'acide nucléique pour l'analyse des mutations des gènes MMR dans les laboratoires d'analyse moléculaire du Réseau ontarien d'étude sur le cancer et l'hérédité. La région codante de certains gènes MMR, y compris MMH1/MSH2, est amplifiée par polymérase (PCR) et examinée à la recherche de mutations au moyen de différentes techniques d'analyse moléculaire. Quand on détecte une mutation des gènes MMR chez un proposant, toutes les personnes qui lui sont apparentées du côté de la famille «à risque» se voient offrir des services de counselling génétique en vue de la réalisation de tests prédictifs, et tous ceux qui y consentent subissent des tests visant à détecter la mutation sous-jacente spécifique du gène MMR.

Sujets témoins dans la population

Les sujets témoins dans la population sont identifiés à l'aide du service Infodirect de Bell Canada qui fournit une liste de numéros de téléphone résidentiels en Ontario. On communique par téléphone avec des ménages choisis au hasard dans cette liste pour recenser les membres du ménage (âge et sexe). S'il y a plus d'un membre admissible dans le ménage (les sujets témoins doivent être du même sexe et du même groupe d'âge [par tranche de cinq ans] que les cas inscrits au RCFCO), une seule personne est choisie au hasard et invitée à participer. Le questionnaire sur les antécédents familiaux et celui de nature épidémiologique sont postés au sujet consentant. Un échantillon choisi au hasard de sujets témoins seront invités à donner un échantillon de sang et à permettre que l'on communique avec les personnes qui leur sont apparentées pour leur demander de participer au RCFCO. L'analyse des taux de réponse observés chez les sujets témoins dépasse cependant la portée de cet article.

Analyses des données descriptives

Le présent article décrit les taux de réponse des patients atteints d'un cancer colorectal diagnostiqué au cours de la première année d'existence du RCFCO (du 1^{er} juillet 1997 au 30 juin 1998) et des membres de leur famille.

On a calculé les taux de réponse pour les trois étapes de la participation au RCFCO : (1) consentement du médecin, (2) consentement du proposant (c.-à-d. renvoi du questionnaire sur les antécédents familiaux une fois

rempli) et (3) participation des personnes apparentées. Pour déceler un éventuel biais dans les réponses, on a comparé les distributions de plusieurs caractéristiques des sujets chez les participants et les non-participants à l'aide des statistiques du khi-carré de Pearson.

La distribution du risque familial (élevé [HNPCC], intermédiaire/autre, faible [sporadique]) a été déterminée. Le nombre moyen calculé et le nombre réel de parents au premier degré indiqué par les proposants ont été comparés, par classification familiale et par groupe d'âge à l'aide de statistiques de l'analyse de la variance (méthode ANOVA).

Résultats

Les médecins de 93 % des 2 613 patients admissibles qui avaient consulté un médecin et reçu un diagnostic de cancer colorectal entre le 1^{er} juillet 1997 et le 30 juin 1998 ont consenti à ce que l'on communique avec leurs patients (tableau 2). De ces 2 613 patients, 2 289 ont été contactés, et 61 % d'entre eux ont participé en retournant le questionnaire sur les antécédents familiaux (tableau 3). Si l'on inclut dans le dénominateur les patients «impossibles à joindre», le taux de réponse s'établit à 59 %. Environ les deux tiers des patients atteints d'un cancer colorectal avaient un cancer du côlon (données non indiquées). Les non-participants ne différaient pas de façon notable des participants sur le plan du groupe d'âge et du sexe. Cependant, les patients habitant en milieu rural étaient légèrement plus susceptibles de participer. Les taux de participation ne différaient pas entre les patients atteints d'un cancer du côlon aux premiers stades et ceux qui présentaient un cancer avancé (métastatique).

TABLEAU 2
Réponse des médecins (consentement)

Tous les cas de cancer colorectal	3 290
Médecins impossibles à joindre	- 187
Patients non admissibles (p. ex., décédés) ^a	- 294
Cas admissibles ayant contactés un médecin	2 809
Médecins ayant consenti	2 613 (93 %)
^a 267 cas étaient décédés (8 % de l'ensemble des cas).	

On a également calculé les taux de réponse en incluant dans le dénominateur les proposants «impossibles à contacter» et décédés. Les résultats ne présentaient aucune différence sur le plan de l'âge, du sexe et du lieu de résidence (même si les taux de réponse étaient légèrement inférieurs); cependant, les patients atteints d'un cancer avancé étaient proportionnellement moins nombreux à participer ($p = 0,02$) [données non indiquées]. Ces résultats s'expliquent par le fait qu'une plus forte proportion de ces patients étaient décédés et que l'on n'a pas fait appel à des substituts pouvant donner des renseignements en leur nom.

	Sujets ayant répondu n ^a (%)	Sujets n'ayant pas répondu n ^b (%)	Valeur p ^b
Nombre total de QAF postés ^c	1 395 (61)	894 (39)	N/A
Groupe d'âge (ans)			
55	317 (23)	209 (23)	p = 0,9
56–65	437 (31)	279 (31)	
66	641 (46)	406 (45)	
Sexe			
Hommes	834 (60)	506 (57)	p = 0,2
Femmes	561 (40)	382 (43)	
Région ^d			
Milieu rural	285 (20)	150 (17)	p = 0,03
Milieu non rural	1 110 (80)	744 (83)	
Stade de la tumeur ^{e,f}			
I–III	588 (86)	338 (85)	p = 0,8
IV (métastatique)	93 (14)	61 (15)	

^a La somme des chiffres ne correspond pas nécessairement au total en raison de valeurs manquantes.
^b Valeur p selon le chi-carré de Pearson.
^c Remarque : 56 sujets étaient « impossibles à joindre », 161 étaient décédés (aucune recherche de substitut à l'heure actuelle) et 107 cas inadmissibles ont été exclus.
^d Les régions rurales et non rurales ont été déterminées d'après le code postal du patient.
^e On n'a établi le stade que pour les cancers du côlon. (Il n'était pas possible d'établir le stade pour 400 patients, les dossiers médicaux nécessaires n'étant pas disponibles.)
^f Déterminé d'après le système TMN (tumeur/nodule/métastase). La détermination du stade se fonde sur des données cliniques et les comptes rendus d'opérations et d'examen anatomopathologiques réalisés dans les 4 mois du diagnostic.

Sur la foi de leurs antécédents familiaux et d'autres renseignements (voir le tableau 1), on a classé 2 % des cas dans la catégorie du risque familial élevé (HNPCC), 32 % dans la catégorie du risque familial intermédiaire/autre et 66 % dans celle du risque faible (sporadique) [tableau 4]. À ce jour, les 535 proposants choisis pour participer au RCFCO ont déclaré avoir 4 284 parents au premier degré, dont environ 66 % sont toujours vivants (tableau 5). Chaque proposant avait en moyenne 8 (\pm 4) parents au premier degré, et on n'a pas noté d'association significative entre le nombre de parents au premier degré et l'importance du risque familial du proposant ni avec la proportion de parents toujours vivants. Cependant, comme on pouvait s'y attendre, le nombre de personnes apparentées au premier degré augmentait proportionnellement à l'âge du proposant, et les proposants les plus jeunes avaient la plus forte proportion de parents toujours vivants (78 % pour les proposants âgés de \leq 55 ans, comparativement à 59 % pour les proposants âgés de \geq 66 ans).

Jusqu'à maintenant, 1 587 personnes apparentées aux proposants ont été invitées à participer et 57 % d'entre

Degrés de risque familial ^a	n	(%)
Élevé (HNPCC)	27	(2)
Intermédiaire/autre	444	(32)
Faible (sporadique)	924	(66)

^a Tel que défini dans le tableau 1

elles ont accepté (tableau 6). Les femmes étaient proportionnellement plus nombreuses que les hommes à participer et les cas non familiaux (sporadiques) étaient les moins susceptibles de participer. On n'a pas observé d'association significative entre la participation des membres de la famille et le fait de vivre en milieu rural ou urbain, ni avec la proximité du lien de parenté.

Discussion

Le RCFCO est le premier registre de données sur le cancer familial colorectal qui soit fondé sur une population au Canada. Comme il s'agit d'un projet novateur, il n'existe pas de rapports publiés sur des initiatives semblables auxquelles le RCFCO pourrait être comparé. Cependant, notre taux de réponse était semblable, quoique légèrement inférieur, à celui du Registre du cancer familial du sein de l'Ontario¹⁰. Il est particulièrement difficile d'obtenir des taux de réponse élevés dans les études sur les cancers familiaux en raison des préoccupations que les patients peuvent avoir quant à la confidentialité de renseignements délicats à leur sujet et quant au bien-être des membres de leur famille⁵, et en raison du temps que les participants doivent consacrer à ces études.

Des études cas-témoins récentes fondées sur des populations aux États-Unis, qui ont évalué les interactions gènes-environnement, ont abouti à des taux de réponse d'environ 65 % chez les personnes atteintes d'un cancer colorectal^{11,12}, taux à peine supérieur à ceux du RCFCO. La seule étude sur le cancer colorectal fondée sur une population réalisée en Ontario au cours des dix dernières années a abouti à un taux de réponse semblable des médecins, mais à un taux de réponse de 17 % plus élevé que ceux du RCFCO chez les patients cancéreux (L. Marrett, Action Cancer Ontario, communication personnelle, 2000). Si le taux de réponse des patients du RCFCO est inférieur à ces taux, c'est vraisemblablement à cause des exigences additionnelles de l'étude et des réserves des patients quant à la participation des membres de leur famille. D'autres recherches s'imposent pour trouver des moyens de surmonter ces obstacles à la participation.

Dans les études épidémiologiques, lorsque les taux de réponse sont faibles, on redoute toujours un éventuel biais dans les réponses qui découlerait de différences entre les caractéristiques des participants et des non-participants, car les estimations de la prévalence et de l'association

TABLEAU 5
Nombre de personnes apparentées au premier degré
selon le degré de risque familial^a et le groupe d'âge

	Proposant (cas) <i>n</i>	Personnes apparentées au premier degré		
		Moyenne (±ET)	Total	Vivantes (%)
Ensemble de l'échantillon	535	8 (±4)	4 284	2 821 (66)
Degrés de risque familial ^{a,NS}				
Élevé	24	9 (±5)	213	142 (67)
Intermédiaire/autre	360	8 (±3)	2 880	1 897 (66)
Faible (sporadique)	151	8 (±3)	1 191	782 (66)
Groupe d'âge*				
55	131	7 (±3)	918	719 (78)
56–65	159	8 (±3)	1 257	862 (69)
>65	245	9 (±4)	2 109	1 240 (59)

^a Tel que défini dans le tableau 1
^{NS} Aucune différence statistique significative entre les groupes (ANOVA, $p = 0,43$)
* Différence statistique significative entre les groupes (ANOVA, $p < 0,01$)

TABLEAU 6
Caractéristiques des personnes apparentées au
proposant qui participent/ne participent pas
aux autres étapes du RCFCO

	Participants <i>n</i> (%)	Non participants <i>n</i> (%)	Valeur p^a
Nombre total de personnes apparentées invitées	904 (57)	683 (43)	N/A
Relation avec le proposant			
Premier degré	631 (70)	451 (66)	$p = 0,25$
Deuxième degré	123 (14)	109 (16)	
troisième degré	150 (17)	123 (18)	
Sexe			
Hommes	383 (42)	364 (53)	$p = 0,01$
Femmes	521 (58)	319 (47)	
Degrés de risque familial ^b			
Élevé	91 (10)	86 (13)	$p = 0,01$
Intermédiaire/autre	714 (79)	487 (71)	
Faible (sporadique)	99 (11)	110 (16)	
Région ^c			
Milieu rural	159 (18)	132 (19)	$p = 0,38$
Milieu non rural	745 (82)	551 (81)	

^a Valeur p selon le chi-carré de Pearson
^b Tel que défini dans le tableau 1
^c Les régions rurales et non rurales ont été déterminées d'après le code postal du patient.

Les estimations de la fréquence ou de la pénétrance d'un gène fondées sur des registres familiaux pourraient être faussées si les familles porteuses du gène participaient de façon différentielle en fonction de la prévalence du cancer dans la famille. De plus, les études épidémiologiques et les études sur les rapports gènes-environnement pourraient aboutir à des mesures faussées de l'association si la participation au RCFCO différait selon le statut du cas et l'exposition ou les expositions étudiées¹³. Cependant, dans le RCFCO, l'existence d'un biais majeur lié à l'âge ou au sexe semble peu probable, puisque la distribution des proposants participants et non-participants était semblable quant à ces deux caractéristiques.

Les taux de participation des membres de la famille variaient légèrement selon le degré de risque familial, ce qui laisse à penser que la participation des proposants pourrait être différente dans les divers groupes de risque familial. L'importance des différences connues entre les proposants participants et non-participants, par exemple quant au lieu de résidence (milieu rural ou urbain) et au taux de survie (puisque à l'heure actuelle on n'a pas recours à des substituts), de même qu'à l'égard d'autres facteurs qui ne pourraient être évalués comme le tabagisme, le niveau de scolarité ou le régime alimentaire, dépendra de l'hypothèse à l'étude. Les auteurs de chaque étude ou analyse future fondée sur le RCFCO devront évaluer la probabilité de biais

risqueraient alors d'être faussées¹³. Cependant, le biais dans les réponses est moins préoccupant dans certaines études sur les liens génétiques, parce qu'il semblerait que l'aptitude à déceler les principaux gènes en cause ne soit pas sensiblement entravée par un biais dans les réponses¹⁴.

en fonction de l'hypothèse précise qu'ils souhaitent éprouver.

Comme on pouvait s'y attendre à la lumière des études déjà parues sur le sujet^{3,4}, seule une faible

proportion des cas de cancer colorectal ont été classés comme issus d'une famille à risque élevé (HNPCC). Cependant, le grand nombre de cas participant au RCFCO garantira le recrutement d'un nombre appréciable de familles présentant un risque élevé ou intermédiaire, ce qui facilitera les études sur les liens génétiques, les études sur la pénétrance et l'exploration des interactions gènes-environnement. Qui plus est, on pourra peut-être accroître la taille de l'échantillon dans les études futures grâce à la collaboration avec les cinq autres registres, aux États-Unis et en Australie, qui participent au *Co-operative Familial Registry for Colorectal Studies*. On voit donc que le RCFCO offre d'excellentes possibilités d'étudier les facteurs génétiques et environnementaux associés au cancer colorectal, en plus de constituer une ressource pouvant servir à la conception d'essais de chimioprévention, d'études de cohortes et de projets de découverte de gènes.

Remerciements

Ces travaux ont été subventionnés par la *Division of Cancer Epidemiology and Genetics, National Cancer Institute, US National Institutes of Health* (subvention n° CA74783-03), par l'Institut national du cancer du Canada (subvention n° 008034) et par le Réseau ontarien d'étude sur le cancer et l'hérédité, de l'organisme Action Cancer Ontario.

Nous tenons à saluer le travail de tout le personnel de l'étude et des conseillers en génétique du Registre sur le cancer familial du côlon de l'Ontario. Nous remercions tout particulièrement Cathy De Rubeis, Amy Tse, Noori Chowdhury, Judy Morell et Lisa Madlensky pour leur dévouement constant. Nous sommes aussi reconnaissants à Greg Clow et à Beth Theis de nous avoir aidés à déterminer les patients cancéreux admissibles, et à Vartouhi Jazmaji pour avoir coordonné le recrutement des sujets témoins dans la population. Enfin, nous sommes redevables à Mark Redston, le directeur de la banque de tissus biologiques du Réseau ontarien d'étude sur le cancer et l'hérédité.

Références

1. Mecklin JP, Jarvinen HJ. Tumor spectrum in a cancer family syndrome (hereditary nonpolyposis colorectal cancer). *Cancer* 1991;68:1109-12.
2. Vasen HFA, Offerhaus GJA, den Hartog Jager FCA, et al. The tumor spectrum in hereditary nonpolyposis colorectal cancer: a study of 24 kindreds in the Netherlands. *Int J Cancer* 1990;46:31-4.
3. Evans DG, Walsh S, Jeacock J, Robinson C, et al. Incidence of HNPCC in a population-based study of 1137 consecutive cases of colorectal cancer. *Br J Surg* 1997;84:1281-5.
4. Aaltonen LA, Salovaara R, Kristo P, Canzian F, et al. Incidence of HNPCC and the feasibility of molecular screening for the disease. *N Engl J Med* 1998;338:1481-7.
5. Kreiger N, Ashbury F, Cotterchio M, Macey J. A qualitative study of subject recruitment for familial cancer research [résumé]. *Am J Epidemiol* 2000;151(11 Suppl):S90.
6. McLaughlin J, Sloan M, Janovjak D. *Cancer survival in Ontario*. Toronto: Ontario Cancer Treatment and Research Foundation, 1995.
7. Boland CR, Thibodeau SN, Hamilton SR, Sidransky D, Eshelman JR, Burt RW, et al. A National Cancer Institute workshop on microsatellite instability for cancer detection and familial predisposition: development of international criteria for the determination of microsatellite instability in colorectal cancer. *Cancer Res* 1998;58:5248-57.
8. Bapat BV, Madlensky L, Temple LKF, Hiruki T, Redston M, Baron DL, et al. Family history characteristics, tumor microsatellite instability and germline MSH2, and MLH1 mutations in hereditary colorectal cancer. *Hum Genet* 1999;104:167-76.
9. Marcus VA, Madlensky L, Gryfe R, Kim H, Redston M, et al. Immunohistochemistry for hMLH1 and hMSH2: a practical test for DNA mismatch repair-deficient tumors. *Am J Surg Pathol* 1999;23:1248-55.
10. Sutherland H, LaCroix J, Knight J, Andrulis I, Boyd N, et al. The Cooperative Familial Registry for Breast Cancer Studies: design and first year recruitment rates in Ontario. *J Clin Epidemiol*. Sous presse 2000.
11. Le Marchand L, Wilkens L, Hankin J, Kolonel L, Lyn L. Independent and joint effects of family history and lifestyle on colorectal cancer risk: implications for prevention. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev* 1999;8:45-51.
12. Kampman E, Slattery M, Bigler J, Leppert M, Samowitz W, Potter J. Meat consumption, genetic susceptibility, and colon cancer risk: a United States multicenter case-control study. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev* 1999;8:15-24.
13. Kelsey J, et al. *Methods in observational epidemiology*. 2^e éd. New York: Oxford University Press, 1996.
14. Mitchell BD, Atwood LD, Reinhart L. The influence of response bias on segregation and linkage analysis. *Genet Epidemiol* 1995;12:795-9.
15. Vasen HFA, Mecklin JP, Khan PM, Lynch HT. The international collaborative group on HNPCC. *Dis Colon Rectum* 1991;34:424-5. ■

Recension de livre

The Burden of Disease Among the Global Poor: Current Situation, Future Trends, and Implications for Strategy

par Davidson R. Gwatkin et Michel Guillot

Washington (DC) : la Banque mondiale, 2000;
vii + 44 pages; ISBN 0-8213-4619-9

Les auteurs de cette nouvelle publication de la Banque mondiale commencent par expliquer l'importance d'une information sur le fardeau de la maladie, qui soit propre aux pauvres. Ils font valoir que l'identification récente de l'augmentation rapide du fardeau des maladies non transmissibles (MNT) parmi la population mondiale n'est pas «congrue», étant donné que les «pauvres» (dans tous les milieux) sont plus exposés au risque de contracter des maladies transmissibles (MT) que ne le sont les «riches».

Pour corriger cette lacune, les auteurs comparent le fardeau de la maladie chez les 20 % de la population mondiale qui vivent dans des pays où le revenu par habitant est le plus bas et chez les 20 % qui vivent dans les pays où le revenu par habitant est le plus élevé. Ils concluent que 59 % des décès et des incapacités enregistrés «chez les 20 % les plus pauvres» sont attribuables à des maladies transmissibles, tandis que, chez les plus riches du monde, 85 % des décès et des incapacités sont attribuables à des maladies non transmissibles. Ils analysent ensuite les retombées des stratégies de réduction des maladies au cours de la période de 1990 à 2020 pour les 20 % de la population mondiale les plus pauvres et les 20 % les plus riches. Ils concluent qu'une diminution rapide des maladies transmissibles réduirait l'écart entre les riches et les pauvres d'ici 2020, mais qu'une accélération de la diminution globale des MNT augmenterait, en fait, l'écart. À la fin de l'ouvrage, on trouve des parties traitant des interprétations et des conséquences des stratégies.

L'étude aurait été menée pour faciliter l'application de la nouvelle politique sur la santé de la Banque mondiale, qui accorde la priorité à l'amélioration de la santé, de la nutrition et des conditions de vie des populations pauvres du monde. Même si les auteurs admettent qu'il y a des problèmes d'ordre conceptuel et méthodologique, l'étude doit non seulement être prise en considération, mais elle doit aussi être soumise à un examen critique rigoureux du fait qu'elle a été publiée sous l'égide de la Banque mondiale.

L'incitation à la publication a été une étude sur le fardeau mondial de la maladie publiée sous la direction de Murray et Lopez, selon laquelle les maladies non transmissibles avaient dépassé, en 1990, les maladies transmissibles comme principale cause de mortalité dans le

monde (56 % de tous les décès, à l'exclusion des décès par suite de traumatismes, qui comptaient alors pour 10 %; les 34 % restants étant attribuables aux maladies transmissibles). On prévoit que d'ici 2020 les maladies non transmissibles seront à l'origine de 73 % de la mortalité mondiale, tandis que les maladies transmissibles n'entraîneront que 15 % des décès. Cette analyse des tendances, qui intégrait aussi la notion d'années de vie sans invalidité (DALYs — *disability-adjusted life years*) qui a servi à la présente publication, a fait l'objet d'une grande diffusion¹.

Essentiellement, Gwatkin et Guillot font une comparaison globale entre les pays les plus pauvres et les pays les plus riches du monde. Le lecteur doit comprendre que les expressions «les 20 % les plus pauvres» et «les 20 % les plus riches» s'appliquent non pas aux gens, mais aux pays. Les pays ne sont pas expressément nommés, mais on peut présumer qu'il s'agit dans un cas de pays comme le Rwanda, Haïti et l'Afghanistan, et dans l'autre, de pays comme le Japon, la Suisse et les États-Unis.

La situation réelle à l'intérieur de ces pays n'est pas examinée, si bien que l'approche comporte un risque important de sophisme écologique, défini dans le dictionnaire de l'Association internationale d'épidémiologie comme un biais susceptible de survenir lorsque l'association observée entre des variables groupées ne représente pas nécessairement l'association existant au niveau individuel². Le biais est aggravé par une analyse fondée sur les quintiles (le premier et le dernier) qui exclut 60 % de la population mondiale (du deuxième au quatrième quintile), dont la plus grande partie vit aussi dans des pays en voie de développement.

Les auteurs considèrent le vieillissement de la population et les progrès réalisés dans la lutte contre les maladies transmissibles chez les nourrissons et les enfants comme les principales causes de l'émergence des maladies non transmissibles dans les pays moins développés. Sans nier l'importance de ces facteurs, il ne faut pas non plus oublier le puissant effet de la mondialisation qui suscite des migrations rurales-urbaines. Ces déplacements entraînent une modification des tendances au chapitre des déterminants de la santé qui, à leur tour, sont à l'origine de transitions épidémiologiques. Les pauvres ne peuvent guère résister aux conséquences défavorables de ces tendances. Pour ce

qui est des solutions, on ne semble pas tenir compte du cycle de la vie, des méthodes de prévention axées sur la famille ou sur la communauté ni de la possibilité d'élaborer des interventions peu coûteuses (notamment non médicamenteuses) dans des systèmes intégrés de soins de santé primaires.

Pour étayer leur interprétation des questions de prévention et de rentabilité, les auteurs citent abondamment le document très respecté *Disease Control Priorities in Developing Countries* (Les priorités de la lutte contre la maladie dans les pays en voie de développement), publié pour le compte de la Banque mondiale en 1993³. L'auteur de ces lignes s'y rapporterait également, mais pour que la comparaison soit juste, il convient de préciser que les maladies transmissibles et les maladies non transmissibles comportent des différences fondamentales en ce sens que pour les MT, l'accent doit être mis sur la prévention primaire, tandis que pour les MNT il faut miser sur la prévention secondaire et les traitements palliatifs. Aussi ne serait-il guère surprenant qu'une analyse globale finisse par privilégier des interventions contre les maladies transmissibles plutôt que contre les maladies non transmissibles.

Certes, s'attaquer aux causes profondes de la pauvreté serait beaucoup plus profitable pour la santé des pauvres du globe, qu'ils souffrent de maladies transmissibles ou non transmissibles (d'ailleurs, ils souffrent des deux) que de soutenir qu'il n'est pas approprié pour le moment de se pencher sur l'émergence des maladies non transmissibles. Diviser le cadre décisionnel en maladies transmissibles et non transmissibles est simpliste, et c'est peut-être même un schéma hérité de la pensée médicale traditionnelle.

Pourquoi la Banque mondiale ne fonderait-elle pas plutôt ses décisions sur l'évaluation du fardeau de la maladie, de l'efficacité des préventions et de la rentabilité de certaines interventions, sans égard à la transmissibilité ou non des maladies? Des mesures comme la lutte contre le tabagisme, l'amélioration du régime alimentaire et de la forme physique ainsi que l'éducation relative à la demande de soins et même la promotion de la qualité des soins là où les services sont déjà offerts sont, en fait, très faisables dans un grand nombre de pays en voie de développement, mais ces façons d'aborder les maladies non transmissibles passent inaperçues dans le document ou dans ses sources. Par exemple, la prévention des blessures est l'un des moyens les plus économiques de réduire le fardeau de la maladie dans toutes les catégories de revenu de tous les pays; pourtant, la Banque n'a pratiquement rien investi dans ce domaine jusqu'à maintenant.

Le rôle de la Banque mondiale en matière de santé internationale a augmenté au cours de la dernière décennie, éclipant même celui de l'OMS à de nombreux égards, et on ne peut nier la nécessité de sa participation à l'élaboration de politiques de santé. Cependant, cette publication, dans laquelle les maladies transmissibles et non transmissibles sont juxtaposées comme si les pays en voie de développement devaient faire un choix dichotomique, est contestable et n'a rien à voir avec ce qui se passe réellement sur le terrain.

Lorsqu'une personne tombe malade, que ce soit dans une colonie de squatters en pleine ville ou dans un village pauvre, faut-il établir les priorités en fonction de la transmissibilité ou non de sa maladie? Après tout, dans

chaque catégorie, il existe des exemples d'interventions rentables et non rentables. Même si les auteurs apportent un élément important et jusqu'ici négligé au débat, de toute évidence le débat doit se poursuivre parce que leur analyse n'est pas «congrue» elle non plus. De même, les analyses sur l'efficacité de la prévention doivent, en général, être plus poussées et tenir compte d'un éventail encore plus large de solutions possibles.

En conclusion, cette publication de la Banque mondiale apporte une contribution importante au domaine de la santé internationale, non seulement en raison de son approche radicale quant à l'analyse du défi que pose le «double fardeau» des maladies auquel font face les pays en voie de développement, mais aussi à cause du prestige dont elle jouit du fait qu'elle provient d'une institution qui exerce une influence énorme sur les décideurs, surtout ceux qui sont associés aux organismes d'aide internationale. Je recommanderais donc que cet ouvrage figure au nombre des lectures obligatoires de tous les programmes de cycle supérieur dans le domaine de la santé publique, en raison des débats qu'il ne manquera pas de susciter, non seulement en ce qui concerne la méthodologie utilisée, mais aussi en ce qui concerne les points forts et les points faibles de l'analyse, des interprétations et des conclusions présentées.

Cote globale : Sujet à controverse

Points forts : Révèle la position de la Banque mondiale quant à la priorité à accorder aux maladies non transmissibles

Points faibles : Analyse grossière susceptible de comporter des biais inhérents

Lecteurs : À lire d'un œil critique par des étudiants, des universitaires et des décideurs d'organismes donateurs internationaux

Références

1. Murray CJL, Lopez AD, rédacteurs. *The global burden of disease — summary*. Cambridge (MA): Harvard School of Public Health (de la part de l'Organisation mondiale de la santé et la Banque mondiale), 1996.
2. Last JM, rédacteur. *A dictionary of epidemiology*. 3^e édition. New York: Oxford University Press (pour l'Association internationale d'épidémiologie), 1995.
3. Jamison DT, Mosley WH, Measham AR, Bobadilla JL, rédacteurs. *Disease control priorities in developing countries*, Oxford University Press (publié pour le compte de la Banque mondiale), 1993.

Franklin White

Professeur et président
Sciences de la santé communautaire
The Aga Khan University
Karachi (Pakistan)

Nouvelle ressource

Les effets sur la santé des interactions de la consommation de tabac et de l'exposition à d'autres agents

Critères d'hygiène de l'environnement, n° 211
Organisation mondiale de la santé, 1999;
xx + 149 pages (en anglais, avec résumés en français et en espagnol);
ISBN 92-4-157211-6; n° de commande 1160211

Cet ouvrage évalue les conclusions de près de 600 études visant à déterminer si l'exposition concomitante aux nombreux agents chimiques, biologiques et physiques que l'on trouve couramment en milieu de travail augmente les risques pour la santé associés à la consommation de tabac. Dans cette analyse exhaustive, on aborde également l'exposition concomitante à la maison et dans le milieu ambiant, particulièrement importante dans les pays nouvellement industrialisés. Bien que toutes les formes de consommation de tabac soient prises en considération, on insiste cependant sur les risques découlant de l'exposition à la fumée primaire et secondaire des cigarettes.

L'ouvrage compte quatre chapitres. Le premier fait le bilan des connaissances sur les risques pour la santé attribuables à la consommation de tabac. Après un bref survol historique du tabagisme, on donne une description détaillée de la composition chimique du tabac transformé ainsi que des nombreux composés toxiques que contiennent le tabac et la fumée primaire et secondaire. On donne aussi un aperçu de tous les effets indésirables aigus et chroniques documentés du tabac, dont la bronchopneumopathie chronique obstructive, la bronchite chronique, les affections des petites voies aériennes, l'emphysème, la fibrose pulmonaire, de nombreuses formes de cancer, et les effets sur l'appareil cardiovasculaire. Le chapitre se termine par une analyse des données démontrant les dangers de la consommation de tabac sans fumée.

Le deuxième chapitre, qui est aussi le plus long, évalue les données sur les effets sur la santé des interactions de la fumée de tabac avec l'amiante, les fibres autres que l'amiante, sept substances chimiques inorganiques, cinq substances chimiques organiques (y compris l'éthanol), quatre agents physiques et sept agents biologiques (y compris deux agents infectieux courants). On y explique la notion d'interaction et on décrit la façon dont on peut la mesurer. On discute aussi des effets des vecteurs, qui font que la cigarette peut être contaminée par les substances chimiques toxiques

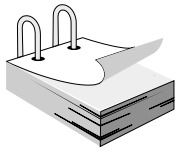
présentes sur les lieux de travail, puis on examine les données indiquant que le tabagisme peut modifier le métabolisme des médicaments et d'autres substances chimiques thérapeutiques.

Dans le chapitre trois, on tente de déterminer si les effets indésirables d'une exposition concomitante à la fumée de tabac et à d'autres agents restent distincts ou s'il y a interaction. L'évaluation s'appuie sur les données d'études sur l'exposition aux poussières de charbon et autres poussières minérales, à des minéraux fibreux, à des métaux et à des pesticides, de même que sur les expositions dans les industries du caoutchouc et du pétrole.

Le rapport met en évidence une synergie dans la production des effets indésirables, notamment le cancer, entre la fumée de tabac et l'exposition à l'amiante, à l'éthanol, à la silice et aux rayonnements. Il fait également état de données démontrant que la fumée de tabac a une incidence sur les risques pour la santé liés aux expositions professionnelles dans les mines de charbon, lors de la manipulation de pesticides et dans les industries du caoutchouc et du pétrole. Le tabagisme peut en outre accroître le risque de byssinose attribuable à l'exposition aux poussières de coton ainsi que le risque de cancer du nez attribuable à l'exposition aux poussières de bois.

À la lumière des résultats de cette évaluation, le dernier chapitre conclut qu'il faut prendre toutes les mesures possibles pour éliminer la consommation de tabac, notamment de tabac fumé. Pour éviter toute interaction avec les expositions professionnelles et éliminer les dangers de l'exposition à la fumée de tabac ambiante, il devrait également être interdit de fumer en milieu de travail. De surcroît, comme le tabagisme peut perturber la réponse de l'organisme ou provoquer des réactions indésirables aux médicaments ou à d'autres traitements, les cliniciens devraient envisager d'ajuster les posologies en conséquence et d'exercer une surveillance de leurs patients.

Dépositaire au Canada pour les publications de l'OMS
Association canadienne de santé publique
Centre de documentation de la santé
400 – 1565, avenue Carling
Ottawa (Ontario) K1Z 8R1
Tél. : (613) 725-3769
Télééc. : (613) 725-9826
Courriel : hrc/cds@cpha.ca



Calendrier des événements

du 6 au 11 août 2000 Chicago, Illinois États-Unis	11 ^e Conférence mondiale sur le tabac OU la santé Hôtes : <i>American Cancer Society, American Medical Association et Robert Wood Johnson Foundation</i>	11 th World Conference on Tobacco OR Health c/o American Medical Association 515 North State Street Chicago, IL USA 60610 Attn: Anne Jenkins, Conference Manager Tél. (312) 464-9059 Télééc. : (312) 464-4111 Courriel : 11thwctoh@ama-assn.org < www.wctoh.org >
du 23 au 27 août 2000 Victoria (Colombie-Britannique)	ITCH 2000: « <i>From Potential to Practice</i> » Conférence internationale sur les questions de l'information technologique en santé communautaire	ITCH 2000 c/o School of Health Information Science University of Victoria PO Box 3050, STN CSC Victoria (BC) V8W 3P5 Tél. : (250) 721-8576 Télééc. : (250) 472-4751 Courriel : itch@hsd.uvic.ca < www.itch.uvic.ca >
du 2 au 6 septembre 2000 Beijing, Chine	« <i>Challenges for Public Health at the Dawn of the 21st Century</i> » 9 ^e Congrès international de la <i>World Federation of Public Health Associations (WFPHA)</i> Hôtes : <i>China Preventive Medicine Association et Chinese Academy of Preventive Medicine</i>	WFPHA Secretariat c/o American Public Health Association Tél. : (202) 777-2487 Télééc. : (202) 777-2534
du 11 au 14 octobre 2000 Vancouver (Colombie-Britannique)	« <i>Suicide Prevention in Canada: Exploring Our Diverse Landscape</i> » 11 ^e Conférence annuelle de l'Association canadienne pour la prévention du suicide	Suicide Prevention Information & Resource Centre Tél. : (604) 882-0740
du 22 au 25 octobre 2000 Ottawa (Ontario)	«La santé pour tous en l'an 2000» Association canadienne de santé publique 91 ^e Conférence annuelle et Association pour la santé publique de l'Ontario 51 ^e Conférence annuelle	Services des conférences de l'ACSP 400 – 1565, avenue Carling Ottawa (Ontario) K1Z 8R1 Tél. : (613) 725-3769 Télééc. : (613) 725-9826 Courriel : conferences@cpha.ca < www.cpha.ca >
du 30 octobre au 1^{er} novembre 2000 Vancouver (Colombie-Britannique)	«La prévention — en faisons — nous assez au sein de la collectivité» 13 ^e réunion du Réseau canadien de la santé du coeur Parrains : Santé Canada, Fondation des maladies du coeur du Canada, Ministère de la santé et ministère responsable des personnes âgées de la C.-B. et Fondation des maladies du coeur de la C.-B. et du Yukon <i>Date limite des résumés : le 31 août 2000</i>	Dr. P.J. Naylor Cardiovascular Disease Prevention Unit B.C. Ministry of Health 1520 Blanshard, 2nd Floor Victoria (B.C.) V8W 3C8 < www.heart-health.org >

<p>du 29 novembre au 1^{er} décembre 2000 Washington, DC États-Unis</p>	<p>«<i>Living Healthier, Living Longer: The Will and the Way</i>» 15^e Conférence nationale sur la prévention et la lutte contre la maladie Parrains : <i>Centers for Disease Control and Prevention (CDC), Association of State and Territorial Chronic Disease Program Directors (ASTCDPD)</i> et <i>Prevention Research Centers Program</i></p>	<p>Estella Lazenby The KEVRIC Company, Inc. Silver Spring Metro Plaza One 610 – 8401 Colesville Road Silver Spring, MD USA 20910 Tél. : (301) 588-6000 <www.cdc.gov/nccdphp> <www.astcdpd.org></p>
<p>du 13 au 18 mai 2001 Toronto (Ontario)</p>	<p>9^e réunion internationale sur les femmes et la santé Campus de <i>York University</i></p>	<p>Monica Riutort, Coordinatrice Canadian Planning Committee Tél. : (416) 323-6249 Télé. : (416) 323-7318 Courriel : monicari@web.net</p>
<p>du 13 au 16 juin 2001 Toronto (Ontario)</p>	<p>Congrès d'épidémiologie 2001 Réunion combinée des <i>American College of Epidemiology</i>, Section épidémiologique de l'<i>American Public Health Association</i>, Société canadienne d'épidémiologie et de biostatistique et <i>Society for Epidemiologic Research</i></p>	<p><www.epi2001.org></p>
<p>du 1^{er} au 6 juillet 2001 Vancouver (Colombie-Britannique)</p>	<p>«<i>Global Aging: Working Together in a Changing World</i>» 17^e Congrès de l'Association internationale de gérontologie <i>Date limite des résumés : le 31 décembre 2000</i></p>	<p>Congress Secretariat Gerontology Research Centre Simon Fraser University 2800 – 515 West Hastings Street Vancouver (B.C.) V6B 5K3 Tél. : (604) 268-7972 Télé. : (604) 291-5066 Courriel : iag_congress@sfu.ca <www.harbour.sfu.ca/iag></p>

Chercheur en santé de la population – Cancer

*Division de l'épidémiologie, de la prévention et du dépistage
Alberta Cancer Board*

Le *Alberta Cancer Board* est l'organisme provincial chargé de la coordination de la prévention, du dépistage précoce et du traitement du cancer, ainsi que des soins de soutien y afférents. Il attache énormément d'importance aux recherches qui sous-tendent toutes ses activités. La Division de l'épidémiologie, de la prévention et du dépistage comprend le Groupe de recherche scientifique, le Registre albertain du cancer, un registre de tous les cas de cancer observés dans la population de la province, le Programme provincial de dépistage du cancer du sein et plusieurs initiatives communautaires de prévention. L'Alberta offre aux chercheurs en santé un environnement dynamique, et le *Alberta Cancer Board* a récemment lancé une levée de fonds pour la création d'un fonds permanent de recherche sur le cancer.

Le *Alberta Cancer Board* est à la recherche d'un candidat pour combler un poste à plein temps en recherche sur la santé de la population à la Division de l'épidémiologie, de la prévention et du dépistage. Cette division fait des recherches basées sur la population dans les domaines de l'épidémiologie, de la surveillance et la modélisation du cancer, ainsi que sur les aspects comportementaux de la prévention et du dépistage du cancer et sur l'utilisation des stratégies de prévention et de dépistage. On recherche des scientifiques qui s'intéressent à un ou à plusieurs de ces domaines, ou à des domaines complémentaires en recherche sur la lutte contre le cancer. Ce poste offre une excellente occasion de mettre au point un programme de recherche autonome au sein d'un environnement multidisciplinaire.

Les candidats doivent posséder un doctorat dans une discipline pertinente ou un doctorat en médecine, et avoir reçu une formation supplémentaire en recherche. Le candidat retenu recevra un financement de base, mais sera encouragé à chercher une aide salariale et des subventions auprès d'organismes de l'extérieur, comme la *Alberta Health Foundation for Medical Research*, le Programme national de recherche et de développement en matière de santé ou le Conseil de recherches médicales du Canada. S'il réussit à obtenir un financement externe, le *Alberta Cancer Board* fournira de son côté des avantages supplémentaires.

Les titulaires des postes seront incités à collaborer avec des collègues qui s'occupent d'étiologie, de prévention, de dépistage précoce et de surveillance du cancer, ainsi qu'avec d'autres scientifiques et cliniciens du *Alberta Cancer Board* et des universités de l'Alberta et de Calgary. Les titulaires seront aussi encouragés à assumer des fonctions de professeur adjoint dans une université.

Conformément aux exigences des services canadiens de l'immigration, cet avis s'adresse aux citoyens canadiens et aux immigrants reçus; toutefois, d'autres catégories de gens sont invitées à poser leur candidature à l'adresse suivante.

D^{re} H. Bryant, Director
Division of Epidemiology, Prevention and Screening
Alberta Cancer Board
3330 Hospital Drive NW, Room 382
Calgary (Alberta) T2N 4N1

CONGRÈS D'ÉPIDÉMIOLOGIE 2001

Venez vous joindre à nous du 13 au 16 juin 2001, à Toronto, à l'occasion de notre première réunion mixte.

- *American College of Epidemiology*
- *American Public Health Association (Epidemiology Section)*
- *Société canadienne d'épidémiologie et de biostatistique*
- *Society for Epidemiologic Research*

Thèmes du congrès de 2001

Progrès dans la conception et l'analyse des études épidémiologiques

Enjeux politiques menaçant la pratique de l'épidémiologie

Recul et recrudescence des maladies infectieuses

Éthique et normes de pratique de l'épidémiologie

Soins de santé fondés sur des preuves — le rôle central de l'épidémiologie

L'épidémiologie et la loi : les notions de causalité s'affrontent

Épidémiologie et génétique moléculaire : «Vague du futur ou raz-de-marée»

Comité de planification

Michael B. Bracken (*Yale University*, président)

Mary Chipman (*University of Toronto*)

Julie Buring (*Harvard University*)

Betsy Foxman (*University of Michigan*)

Marlene Goldman (*New England Research Institute*)

Robert Hiatt (*National Cancer Institute*)

Richard Kaslow (*University of Alabama at Birmingham*)

Nancy Krieger (*University of Toronto*)

Marian Passannante (*University of Medicine and Dentistry, New Jersey Medical School*)

David Savitz (*University of North Carolina*)

Jack Siemiatycki (*Université du Québec*)

Allen Wilcox (*National Institute of Environmental Health Sciences*)

Site Web : <www.epi2001.org>

MCC : Information à l'intention des auteurs

Maladies chroniques au Canada (MCC) est une revue scientifique trimestrielle dont les articles sont soumis à un examen par les pairs. Nous publions aussi bien des textes soumis par des collaborateurs de Santé Canada que de l'extérieur de ce ministère. La revue s'intéresse particulièrement à la prévention et la lutte contre les maladies non transmissibles et les blessures au Canada. Ce champ d'intérêt peut englober les recherches effectuées dans des domaines tels que l'épidémiologie, la santé publique ou communautaire, la biostatistique, les sciences du comportement ou les services de santé. La revue s'efforce de stimuler la communication au sujet des maladies chroniques et des blessures entre les professionnels en santé publique, les épidémiologistes et chercheurs du domaine des maladies chroniques, et les personnes qui participent à la planification de politiques en matière de santé et à l'éducation à la santé. Le choix des articles repose sur les critères suivants : valeur scientifique, pertinence sur le plan de la santé publique, clarté, concision et exactitude technique. Bien que MCC soit une publication de Santé Canada, les auteurs demeurent responsables du contenu de leurs articles, et les opinions exprimées ne sont pas nécessairement celles du Comité de rédaction de MCC ni celles de Santé Canada.

ARTICLES DE FOND

Article de fond normal : Le corps du texte ne doit pas comporter plus de 4 000 mots (sans compter le résumé, les tableaux, les figures et la liste de références). Il peut s'agir de travaux de recherche originaux, de rapports de surveillance, de méta-analyses, de documents de méthodologie, d'examen de la littérature ou de commentaires.

Article court : Ne doit pas dépasser 1 200 mots (comme ci-dessus).

Rapport de la situation : Description des programmes, des études ou des systèmes d'information nationaux existants à Santé Canada (maximum 3 000 mots).

Rapports de conférence/d'atelier : Résumés d'ateliers, etc. organisés ou parrainés par Santé Canada (ne doit pas dépasser 3 000 mots).

Forum national : Les auteurs de l'extérieur de Santé Canada peuvent échanger de l'information et des opinions en se fondant sur les résultats de recherche ou de surveillance, les programmes en cours d'élaboration ou les évaluations de programmes (maximum 3 000 mots).

AUTRES TYPES D'ARTICLES

Lettres à la rédactrice : L'on envisage la publication des observations au sujet d'articles récemment parus dans MCC (maximum 500 mots).

Recensions de livres/logiciels : La rédaction les sollicite d'habitude (500–1 300 mots), mais les demandes à réviser sont appréciées.

PRÉSENTATION DES MANUSCRITS

Les manuscrits doivent être adressés à la rédactrice en chef, *Maladies chroniques au Canada*, Direction générale de la santé de la population et de la santé publique, Santé Canada, pré Tunney, Indice de l'adresse (MCC) : 0602C3, Ottawa (Ontario) K1A 0L2.

Maladies chroniques au Canada suit en général (à l'exception de la section sur les illustrations) les «**Exigences uniformes pour les manuscrits présentés aux revues biomédicales**», approuvées par le Comité international des rédacteurs de revues médicales. Pour plus de précisions, les auteurs sont priés de consulter ce document avant de soumettre un manuscrit à MCC (voir <www.cma.ca/publications-f/mwc/uniform.htm> ou *Can Med Assoc J* 1997;156(2):278–85).

Liste de vérification pour la présentation des manuscrits

- Lettre d'accompagnement :** Signée par tous les auteurs, elle doit indiquer que tous les auteurs ont pris connaissance de la version finale du document, l'ont approuvée et ont satisfait aux critères applicables à la paternité de l'oeuvre figurant dans les Exigences Uniformes et elle doit également comporter un énoncé en bonne et due forme faisant état de toute publication (ou soumission pour publication) antérieure ou supplémentaire.
- Première page titre :** Titre concis avec les noms complets de tous les auteurs avec leur affiliations, le nom de l'auteur-expéditeur, son adresse postale et son adresse de courrier électronique, son numéro de téléphone et son numéro de télécopieur. Le dénombrement des mots du texte et du résumé se font séparément.
- Deuxième page titre :** Titre seulement et début de la numérotation des pages.
- Résumé :** Non structuré (un paragraphe, pas de titres), moins de 175 mots (maximum de 100 s'il s'agit d'un article court) suivi de trois à huit mots clés, de préférence choisis parmi les **mots clés** MeSH (*Medical Subject Headings*) de l'*Index Medicus*.
- Texte :** Imprimé à double interligne avec une marge d'un pouce (25 mm) et avec une police de caractères de 12 points.
- Remerciements :** Mentionner toute aide matérielle ou financière dans les remerciements. Si des remerciements sont faits à une personne pour une contribution scientifique majeure, les auteurs doivent mentionner dans la lettre d'accompagnement qu'ils en ont obtenu la permission écrite.
- Références :** Les références devraient être conformes au «code de style de Vancouver» (consultez les Exigences Uniformes ou une publication récente de MCC à titre d'exemple), numérotées à la suite, dans l'ordre où elles apparaissent pour la première fois dans le texte, les tableaux ou les figures (avec des chiffres en exposants ou entre parenthèses); mentionnez jusqu'à six auteurs (les trois premiers et «et al.» s'il y en a plus) et **enlevez toute fonction automatique de numérotation des références employée dans le traitement de texte**. Toute observation/donnée inédites ou communication personnelle citée en référence (à dissuader) devrait être intégrée au texte, entre parenthèses. Il incombe aux auteurs d'obtenir l'autorisation requise et de veiller à l'exactitude de leurs références.
- Tableaux et figures :** Mettez les tableaux et les figures sur des pages distinctes et dans un (des) fichier(s) différent(s) de celui du texte (**ne les intégrez pas dans le corps du texte**). Ils doivent être aussi explicites et succincts que possible, ne pas faire double emploi avec le texte mais plutôt en faciliter la compréhension et ne pas être trop nombreux. Numérotez-les dans l'ordre de leur apparition dans le texte, et mettez les renseignements complémentaires comme notes au bas du tableau, identifiées par des lettres minuscules en exposants, selon l'ordre alphabétique. Présentez les figures sous forme de graphiques, diagrammes ou modèles (pas d'images), précisez le logiciel utilisé et fournissez les titres et les notes de bas de page sur une page séparée.
- Nombre de copies :** Quatre copies complètes du manuscrit (deux sans la première page titre et les remerciements), comprenant les tableaux et les figures; deux copies de tout renseignement supplémentaire.

Maladies chroniques au Canada

une publication de la

Direction générale de la santé de la population et de la santé publique Santé Canada

Rédactrice en chef Lori Anderson
Rédactrice scientifique Christina J. Mills
Rédacteur scientifique associé Gerry B. Hill
Rédacteur scientifique associé Stephen B. Hotz
Rédacteur scientifique associé Robert A. Spasoff
Éditeur Robert Friedman

Comité de rédaction de MCC

Donald T. Wigle, président du comité

Direction générale de santé
environnementale et sécurité
des consommateurs
Santé Canada

Jean-François Boivin

McGill University

Jacques Brisson

Université Laval

Neil E. Collishaw

Médecins pour un Canada sans fumée

James A. Hanley

McGill University

Clyde Hertzman

University of British Columbia

C. Ineke Neutel

Département de recherche -
Élisabeth-Bruyère
Services de santé des Soeurs de la
Charité d'Ottawa inc.

Kathryn Wilkins

Division des statistiques sur la santé
Statistique Canada

Maladies chroniques au Canada (MCC) est une revue scientifique trimestrielle axée sur les données à jour sur la prévention et la lutte contre les maladies chroniques (c.-à-d. non transmissibles) et les blessures au Canada. Les articles de fond peuvent comprendre les recherches effectuées dans des domaines tels que l'épidémiologie, la santé publique ou communautaire, la biostatistique, les sciences du comportement et les services de santé. Les articles scientifiques sont soumis à l'examen par les pairs. La revue a une formule unique qui fait appel à des auteurs des secteurs tant public que privé, et chaque numéro offre de l'information à l'intention des auteurs. La revue est diffusée gratuitement sur demande. Les auteurs demeurent responsables du contenu de leurs articles, et les opinions exprimées ne sont pas nécessairement celles du Comité de rédaction de MCC, ni celles de Santé Canada.

Pour tout changement d'adresse, prière d'inclure l'ancienne étiquette-adresse.

Adresse postale : *Maladies chroniques au Canada*
Direction générale de la population et de
la santé publique
Santé Canada, pré Tunney
Indice de l'adresse : 0602C3
Ottawa (Ontario) K1A 0L2

Téléphone : Rédactrice en chef (613) 957-1767
Rédactrice scientifique (613) 957-2624
Diffusion (613) 941-1291
Télécopieur (613) 952-7009

Indexée dans *Index Medicus/MEDLINE*, PAIS
(Public Affairs Information Service) et
EMBASE, la base de données *Excerpta Medica*

On peut consulter cette publication aussi par voie électronique
au site Web <<http://www.hc-sc.gc.ca/hpb/lcdc>>.