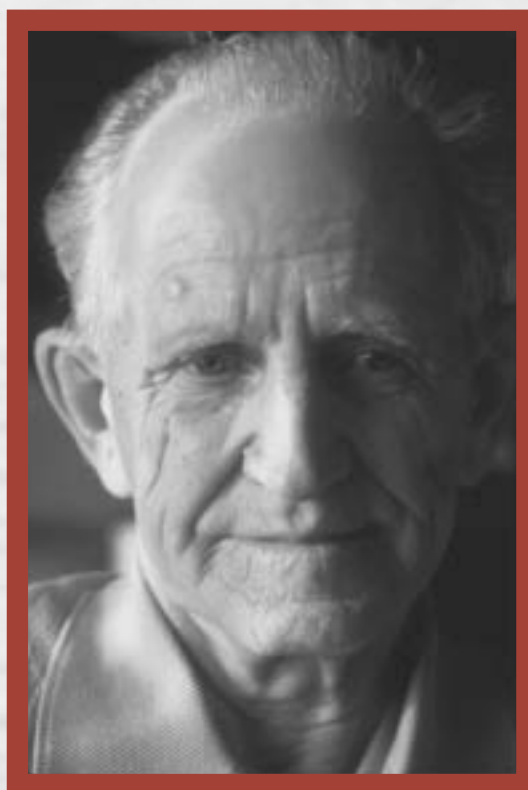


Maladies chroniques

Volume 23, numéro 3, été 2002

au Canada



Santé
Canada Health
Canada

Canada

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

Santé Canada

Table des matières

93

Le coût du traitement médical du cancer chez les enfants et les adolescents du Manitoba, 1990–1995

Wei Luo, Rachel Lane, Kent Stobart, Howard Morrison, Dena Schanzer, Ronald Barr et Mark Greenberg

102

Facteurs de stress professionnel et de stress personnel et détresse psychologique chez les travailleurs canadiens : analyse des données de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1994 par la modélisation d'équations structurelles

Donald C Cole, Selahadin Ibrahim, Harry S Shannon, Fran Scott et John Eyles

113

Comparaison de l'état de santé de la population dans de petites régions : applications possibles pour les décideurs et défis pour les chercheurs

Paul J Veugelers et Shane Hornibrook

125

Prévalence du dosage sérique de l'antigène prostatique spécifique (APS) et effet des indications cliniques sur les profils du dosage de l'APS dans un échantillon d'hommes albertains issus de la population générale

S Elizabeth McGregor, Heather E Bryant, Rollin F Brant et Peter J Corbett

Recension de livre

136

Territoire et vieillissement

Louise A Plouffe (a fait la recension)

137

Calendrier des événements

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

Maladies chroniques au Canada

une publication de la Direction générale de la santé de la population et de la santé publique, Santé Canada

Debby Baker
Rédactrice en chef p.i.
(613) 957-1767

Sylvie Stachenko
Rédactrice scientifique principale
(613) 954-8629

Gerry B Hill
Rédacteur scientifique associé

Stephen B Holz
Rédacteur scientifique associé

Robert A Spasoff
Rédacteur scientifique associé

Marion Pogson
Rédactrice anglaise adjointe

Paméla Fitch
Rédactrice française adjointe

Robert Friedman
Éditique

Francine Boucher
Conception graphique

Comité de rédaction de MCC

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
Université d'Ottawa
Institut sur la santé des personnes âgées

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. Selon une formule unique, la revue publie des articles de fond soumis à l'examen par les pairs par des auteurs, des secteurs tant public que privé et comprenant des 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 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.

La revue est diffusée gratuitement sur demande.

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

Maladies chroniques au Canada
Direction générale de la santé de la population et de la santé publique
Santé Canada, 130 chemin Colonnade
Indice de l'adresse : 6501G
Ottawa (Ontario) K1A 0K9

Fax : (613) 952-7009
Courriel : cdic-mcc@hc-sc.gc.ca

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

On peut consulter cette publication par voie électronique au site Web <http://www.hc-sc.gc.ca/pphb-dgspsp/publicat/cdic-mcc/index.html>

Le coût du traitement médical du cancer chez les enfants et les adolescents du Manitoba, 1990–1995

Wei Luo, Rachel Lane, Kent Stobart, Howard Morrison, Dena Schanzer, Ronald Barr et Mark Greenberg

Résumé

Cette étude avait pour principal objectif d'évaluer le coût du traitement médical du cancer chez les enfants et les adolescents au Manitoba et de déterminer quels facteurs l'influencent. Toute l'information nécessaire a été obtenue grâce à un examen rétrospectif des dossiers médicaux. En tout, 118 enfants (âgés de 0 à 14 ans) et 41 adolescents (âgés de 15 à 19 ans) atteints de cancer ont été étudiés. Dans le cas des enfants, les hospitalisations représentaient 59 % du coût total du traitement; venaient ensuite les greffes de moelle osseuse (GMO) (9 %), les médicaments (8 %), les analyses de laboratoire (7 %) et les honoraires des médecins (7 %). Dans le cas des adolescents, les hospitalisations représentaient 37 % du coût total, tandis que les GMO en représentaient 25 %, les honoraires des médecins, 11 %, les médicaments, 9 % et les analyses de laboratoire, 7 %. Dans l'ensemble, le coût moyen du traitement pendant les première, deuxième et troisième années s'établissait respectivement à 50 902 \$ (médiane : 35 708), 13 939 \$ (4 127) et 6 769 \$ (2 565) chez les enfants atteints de cancer. Chez les adolescents, le coût moyen du traitement s'établissait à 57 354 \$ (24 192) pendant la première année, à 16 888 \$ (3 267) pendant la deuxième et à 3 436 \$ (3 267) pendant la troisième. Pour pouvoir évaluer de façon plus précise les coûts du traitement du cancer chez les enfants et les adolescents, il faudra réaliser d'autres études en appariant, sur une longue période, les données contenues dans les dossiers médicaux avec les codes de facturation des hôpitaux et des cliniques.

Mots clés : cancer de l'adolescent; cancer de l'enfant; coûts

Introduction

Le cancer est la maladie mortelle la plus fréquente pendant l'enfance et l'adolescence; seuls les accidents tuent plus d'enfants et d'adolescents canadiens âgés de 1 à 19 ans¹. Par suite de l'amélioration récente du pronostic des enfants atteints de cancer, attribuable aux percées réalisées dans le traitement de cette maladie², bon nombre des travaux ont porté sur le fardeau du traitement pour les enfants et leur famille³, de même que sur les effets à long terme du cancer et de sa prise en charge^{4,5}. Les coûts du traitement du cancer pour le système de santé ont été relativement peu étudiés.

Bien que les études portant sur le cancer chez les enfants incluent souvent les adolescents, ceux-ci présentent un éventail de cancers différents de ceux que l'on trouve chez les adultes, d'une part, et chez les enfants, d'autre part. Les cancers embryonnaires diagnostiqués chez de jeunes enfants (p. ex., neuroblastome, rétinoblastome et hépatoblastome) ne frappent pour ainsi dire jamais les jeunes âgés de 15 à 19 ans, et les carcinomes ou tumeurs épithéliales de l'adulte (p. ex., le cancer du poumon, du sein ou du côlon) sont également rares chez les adolescents. Les profils de traitement différent également, car les adoles-

cents peuvent être traités soit dans des centres d'oncologie pédiatrique, à l'aide de protocoles établis pour les enfants, soit dans des centres d'oncologie pour les adultes, à l'aide de protocoles conçus pour les enfants ou pour les adultes. Les patients adolescents sont beaucoup moins susceptibles de participer à des essais cliniques que les enfants atteints de cancer⁶.

Il n'existe actuellement aucune estimation publiée du coût des soins médicaux directs dispensés aux enfants et aux adolescents atteints de cancer au Canada. Or, cette information pourrait être utile aux responsables de la planification des soins de santé, en les aidant à orienter et à définir les priorités des programmes de lutte contre le cancer chez les enfants et à utiliser de la façon la plus efficace possible les budgets limités de la santé.

Très peu d'études ont été menées sur le coût des traitements oncologiques dispensés aux enfants et aux adolescents. En 1983, Lansky et ses collaborateurs⁷ ont fait état des coûts du traitement médical des enfants cancéreux aux États-Unis; ces coûts variaient de 100 \$ (histiocytose X) à 1 800 \$ (lymphome) par mois. Les frais d'hospitalisation étaient l'élément le plus coûteux (coût moyen de 400 \$ par mois), et les honoraires des pédiatres venaient au deuxième rang (100 \$ par mois). L'estimation des coûts médicaux était fondée sur une période de quatre semaines choisies au hasard au cours des années 1978 à 1980. L'échantillon était petit (n = 64).

En 1985, toujours aux États-Unis, Bloom et ses collaborateurs⁸ ont évalué à 29 708 \$

Coordonnées des auteurs

Wei Luo, Rachel Lane, Howard Morrison, Dena Schanzer, Division du cancer, Direction générale de la santé de la population et de la santé publique, Santé Canada, Ottawa (Ontario)

D' Kent Stobart, CancerCare Manitoba, Winnipeg (Manitoba)

D' Ronald Barr, McMaster University, Hamilton (Ontario)

D' Mark Greenberg, Hospital for Sick Children, Toronto (Ontario)

Correspondance : Wei Luo, Division du cancer, Direction générale de la santé de la population et de la santé publique, Santé Canada, pré Tunney, PL 0601C1 Ottawa (Ontario) Canada K1A 0L2; Fax : (613) 941-1732; Courriel : Wei_Luo@hc-sc.gc.ca

par année-patient le coût moyen des soins prodigués aux enfants atteints de cancer, en se fondant sur un suivi de six mois. Ils ont conclu que les frais médicaux directs représentaient environ les deux tiers du coût total.

Birenbaum et Clarke-Steffen⁹ ont étudié les coûts des soins médicaux donnés aux enfants atteints de cancer en phase terminale aux États-Unis en 1987 (n = 19 familles). Les coûts médicaux directs, définis comme les sommes facturées pour les soins de santé donnés à l'enfant mourant, du moment de son admission dans l'étude et jusqu'à son décès, s'élevaient à 8 456 \$, soit 76 % de l'ensemble des coûts. Le coût médian des services dispensés en clinique externe et en milieu hospitalier s'établissait respectivement à 949 \$ (intervalle : 55 \$–2 138 \$) et à 6 877 \$ (intervalle : 0 \$–79 027 \$).

Contrairement aux États-Unis, où les soins de santé sont financés à la fois par l'État et par des sources privées, le Canada est doté d'un régime d'assurance-maladie universel financé par les deniers publics, grâce auquel tous les citoyens ont accès aux services médicaux et hospitaliers. Cependant, les traitements offerts aux enfants atteints de cancer au Canada et aux États-Unis sont semblables; dans les deux pays, les établissements médicaux font presque toujours partie des deux grands groupes de recherche en oncologie pédiatrique (le *Pediatric Oncology Group* et le *Children's Cancer Group*), qui se sont récemment fusionnés pour former le *Children's Oncology Group*.

Cette étude fondée sur une population vise deux grands objectifs : évaluer le coût des soins médicaux dispensés aux enfants et aux adolescents atteints de cancer au Canada, et déterminer quels facteurs agissent sur ce coût, du point de vue des fournisseurs de soins de santé. L'étude a été réalisée à Winnipeg, capitale du Manitoba, parce que tous les enfants atteints de cancer dans cette province sont adressés au Children's Hospital de Winnipeg. Tous les coûts indiqués dans cette étude sont en dollars canadiens de 1992.

Matériel et méthodologie

Éléments des soins médicaux

On a puisé les renseignements sur tous les cancers nouvellement diagnostiqués (à l'exclusion des cancers de la peau) chez des enfants et des adolescents âgés de 0 à 19 ans entre le 1^{er} janvier 1990 et le 31 décembre 1992, dans le Registre du cancer du Manitoba, qui est fondé sur l'ensemble de la population. Ces renseignements ont été obtenus de façon rétrospective. Ces cas de cancer ont été suivis pendant trois années à partir du diagnostic, jusqu'au 31 décembre 1995. Les diagnostics de cancer chez les enfants (0 à 14 ans) et les adolescents (15 à 19 ans) ont été groupés en fonction de l'*International Classification of Childhood Cancer* (Classification internationale des cancers de l'enfance)¹⁰, elle-même fondée sur les codes de morphologie et de topographie de la deuxième édition de la *Classification internationale des maladies - Oncologie*¹¹.

Environ 85 % de la population du Manitoba habite dans un rayon de 100 kilomètres de Winnipeg. Par conséquent, le traitement du cancer chez les enfants est centralisé : tous les enfants atteints de cancer dans cette province sont traités au Children's Hospital de Winnipeg. Quant aux adolescents atteints de cancer, ils sont traités soit au Children's Hospital, soit dans un établissement hospitalier pour adultes, le Health Sciences Centre de Winnipeg. Au moment de cette étude, le traitement de ces malades dans des centres locaux était rarissime au Manitoba.

Les renseignements sur la consommation de soins médicaux ont été recueillis dans cinq milieux : le Children's Hospital de Winnipeg, le Health Sciences Centre de Winnipeg, la clinique CancerCare du Manitoba, ainsi que les salles d'urgence du Children's Hospital et du Health Sciences Centre. Toutes les données sur les traitements médicaux ont été puisées de façon rétrospective dans les dossiers médicaux des patients, à l'aide d'une formule de résumé analytique des données élaborée à cette fin par un adjoint à la recherche du Registre du cancer du Manitoba.

On a recueilli des renseignements sur les aspects suivants des soins médicaux : durée

de l'hospitalisation; médication (antibiotiques, chimiothérapie et autres traitements pharmacologiques d'appoint); analyses de laboratoire, consultations médicales, par type (clinique, hôpital, salle d'urgence, consultation ou administration de chimiothérapie); épreuves diagnostiques (radiologiques et autres); interventions chirurgicales à des fins diagnostiques et thérapeutiques; administration de produits sanguins et radiothérapie; type de consultation : en milieu hospitalier, en clinique externe ou en salle d'urgence. Les coûts des greffes de moelle osseuse ont été calculés séparément.

Les auteurs de l'étude n'ont pas recueilli d'information sur d'éventuelles visites à un centre local ou aux cabinets de médecins en exercice privé.

Coûts unitaires

Notre étude se fonde sur les coûts en 1992, année se situant grosso modo au milieu de la période visée. Nous avons attribué un coût à chaque élément tiré du dossier médical du patient, en notant la date à laquelle ces frais avaient été engagés. Nous avons calculé le coût total en additionnant les différents coûts. Pour éviter de compter les mêmes frais deux fois, chaque élément de coût a été évalué séparément.

Grefe de moelle osseuse (GMO)

Le service de GMO pédiatrique du Children's Hospital a évalué à 108 990 \$ le coût moyen d'une greffe de moelle osseuse. Ce montant englobe les soins dispensés au moment de la greffe et pendant les cent jours suivants. Pour éviter de compter deux fois les mêmes coûts, les données sur la consommation de soins médicaux pendant la période de GMO n'ont pas été inscrites sur le questionnaire. Ainsi, le coût des soins médicaux est compris dans l'élément coût des soins complets liés à une GMO.

Analyses de laboratoire

Le coût par 100 unités de travail (comprenant les salaires, les fournitures et les frais généraux), pour chaque type d'analyse de laboratoire, a été obtenu auprès de Westman Laboratory Services (relevant du ministère de la Santé du Manitoba)¹², tan-

dis que les unités de travail correspondant à chaque analyse ont été obtenues auprès de l'Institut canadien d'information sur la santé¹³. Les unités de travail sont définies comme le nombre de minutes de travail direct nécessaires pour effectuer une analyse ou une épreuve donnée. Pour calculer le coût de chaque analyse, nous avons multiplié le coût par unité de travail par le nombre d'unités de travail requises. Comme l'hôpital paie pour les analyses de laboratoire en se fondant sur les charges de travail, le coût unitaire des différentes épreuves n'était pas précisé et a dû être estimé.

Médicaments et produits sanguins

Le coût des agents chimiothérapeutiques, des antibiotiques et d'autres produits pharmaceutiques servant au traitement de soutien a été puisé dans le Health Sciences Centre Drug Formulary, 1991–1992¹⁴. La Société canadienne du sang¹⁵ a indiqué le prix des produits sanguins en dollars de 1994 et de 1995. Nous avons converti ces montants en dollars de 1992 à l'aide de la composante pharmaceutique de l'Indice des prix des produits industriels¹⁶.

Honoraires des médecins

Dans cette étude, les honoraires de médecins ont été divisés en cinq catégories : honoraires des médecins consultants, frais d'hospitalisation, honoraires des médecins de la salle d'urgence, honoraires des médecins ayant administré la chimiothérapie et honoraires des médecins payés à la séance.

Les honoraires prévus par le système de tarification à l'acte ont permis d'obtenir les honoraires des médecins consultants (p. ex., chirurgiens, radiologues)¹⁷. Pour les patients hospitalisés, on a calculé les honoraires des médecins par jour-patient d'après le coût des soins concomitants (ainsi, les honoraires des médecins variaient selon le nombre de jours d'hospitalisation)¹⁷. Quant aux médecins des salles d'urgence, on a calculé leurs honoraires pour chaque consultation d'après le tarif prévu pour les visites en salle d'urgence¹⁷. Le régime d'assurance-maladie du Manitoba a indiqué les honoraires des médecins pour une séance de chimiothérapie¹⁷. La clinique CancerCare Manitoba compte parmi ses effectifs des

oncologues-pédiatres à plein temps qui offrent des services en clinique externe; ces services ont été facturés comme les honoraires des médecins payés à la séance, qui étaient déterminés par la fréquence des visites en clinique externe pendant la période visée.

Épreuves diagnostiques, chirurgies, séances de radiothérapie

Le coût unitaire de ces mesures a été obtenu auprès du régime d'assurance-maladie du Manitoba¹⁷.

Soins aux malades hospitalisés

Le coût des soins dispensés aux malades hospitalisés s'est fondé sur le tarif journalier du Children's Hospital, qui comprenait le coût de la chambre et des repas, des soins infirmiers, des soins intensifs, des épreuves radiologiques, des analyses de laboratoire, des médicaments, de l'utilisation des salles d'opération et de tout autre traitement. En nous fondant sur ces frais, nous avons pu déterminer le coût des épreuves radiologiques, des analyses de laboratoire, des médicaments et de l'utilisation des salles d'opération. Nous n'avons pas pu cependant déterminer avec précision, pour les patients hospitalisés, le coût de la chambre et des repas, des soins infirmiers, des soins intensifs et des autres traitements dispensés aux enfants cancéreux. Comme, dans le cas des enfants cancéreux, ces coûts peuvent être différents de ceux qu'entraîne le traitement d'enfants hospitalisés pour d'autres raisons, nous avons effectué des analyses de sensibilité fondées sur l'addition ou la soustraction de 30 % des coûts déclarés.

Résultats

L'étude a porté sur 118 enfants (57 garçons et 61 filles) et 41 adolescents (23 garçons et 18 filles) atteints de cancer. L'âge moyen des sujets, au moment du diagnostic, était de 6,7 ans chez les enfants et de 17 ans chez les adolescents. Le tableau 1 présente la distribution des cancers déclarés chez les enfants et les adolescents, par diagnostic. Les quatre cancers les plus fréquents chez les enfants étaient les tumeurs du système nerveux central (SNC) (N = 33), les leucémies (N = 30), les lymphomes

(N = 14) et les tumeurs du système nerveux sympathique (SNS) (N = 13), qui représentaient plus de 70 % des cas de cancer chez les enfants. Chez les adolescents, les quatre cancers suivants comptaient pour 78 % de l'ensemble des cas : lymphomes (N = 12), tumeurs du SNC (N = 7), sarcomes des tissus mous (N = 7) et leucémies (N = 6). À la fin des trois années de suivi, 91 enfants et 31 adolescents atteints de cancers étaient toujours vivants, ce qui correspond à un taux de survie après trois ans de 77 % et de 76 %, respectivement.

Dans le cas des enfants atteints de cancer, les hospitalisations représentaient 59 % (4,4 millions \$) de l'ensemble des coûts; venaient ensuite les GMO (9 %, soit 653 000 \$), les médicaments (8 %, soit 587 000 \$), les analyses de laboratoire (7 %, soit 544 000 \$) et les honoraires médicaux (7 %, soit 530 000 \$) (figure 1). Chez les adolescents atteints de cancer, les hospitalisations représentaient 37 % (1,1 million \$) de l'ensemble des coûts; venaient ensuite les GMO (25 %, soit 762 930 \$), les honoraires médicaux (11 %, soit 350 402 \$), les médicaments (9 %, soit 283 682 \$) et les analyses de laboratoire (7 %, soit 221 572 \$) (figure 1). Treize patients (six enfants et sept adolescents) ont reçu une greffe de moelle osseuse durant la période visée; sauf dans quatre cas, l'intervention visait à traiter la leucémie. Selon les analyses de sensibilité, le coût de l'hospitalisation des enfants cancéreux variait de 5,7 millions \$ à 3,1 millions \$, selon que l'on ait additionné ou soustrait 30 % du coût total de l'hospitalisation. Pour les adolescents, le coût des hospitalisations variait entre un maximum de 1,4 million \$ et un minimum de 0,8 million \$, encore une fois selon que l'on ait additionné ou soustrait 30 % du coût total de l'hospitalisation des adolescents cancéreux.

Le nombre moyen de jours d'hospitalisation variait radicalement selon le diagnostic, tant chez les enfants que les adolescents atteints de cancer (tableau 2). Pour les cancers les plus fréquents chez les enfants (voir le tableau 2), le nombre moyen de jours d'hospitalisation était le plus élevé dans le cas des tumeurs du SNS, et le moins élevé dans le cas des lymphomes. Chez les adolescents, ce sont les leucémies

TABLEAU 1
Distribution des cas de cancer chez les enfants et les adolescents
selon le type de cancer, Manitoba, 1990–1992

Type de cancer (code de l'ICCC)	Nombre de cas	
	Enfants (% du total)	Adolescents (% du total)
LEUCÉMIE (I)	30 (25,4)	6 (14,6)
Leucémie lymphoblastique aiguë (Ia)	30	3
Leucémie non lymphoblastique aiguë (Ib)	3	1
Leucémie myéloïde chronique (Ic)	0	2
LYMPHOME (II)	14 (11,9)	12 (29,3)
Maladie de Hodgkin (IIa)	8	7
Lymphome non hodgkinien (y compris le lymphome de Burkitt) (IIb)	6	5
SYSTÈME NERVEUX CENTRAL (III)	33 (28,0)	7 (17,1)
Épendymome (IIIa)	5	0
Astrocytome (IIIb)	11	5
Tumeur neuroectodermique primitive (IIIc)	9	0
Autres gliomes (IIId)	3	1
Diverses tumeurs intracrâniennes et médullaires, précisées (IIIe)	5	1
SYSTÈME NERVEUX SYMPATHIQUE (IV)	13 (11,0)	0 (0,0)
Neuroblastome (IVa)	12	0
Autres tumeurs du système nerveux sympathique (IVb)	1	0
RÉTINOBLASTOME (V)	2 (1,7)	0 (0,0)
REINS (VI)	5 (4,2)	2 (4,9)
Tumeur de Wilms (VIa)	5	0
Carcinome rénal (VIb)	0	2
FOIE (VII)	1 (0,9)	0 (0,0)
Hépatoblastome (VIIa)	0	0
OS (VIII)	4 (3,4)	4 (9,8)
Ostéosarcome (VIIIa)	3	2
Sarcome d'Ewing (VIIIc)	1	2
SARCOMES DES TISSUS MOUS (IX)	9 (7,6)	7 (17,1)
Rhabdomyosarcome (IXa)	3	5
Fibrosarcome, neurofibrosarcome (IXb)	4	2
Autres sarcomes précisés des tissus mous (IXd)	1	0
Sarcomes des tissus mous, non précisés (IXe)	1	0
CELLULES GERMINALES (X)	1 (0,9)	2 (4,9)
Tumeurs des cellules germinales non gonadiennes, autres et non précisées (Xb)	1	0
Tumeurs des cellules germinales gonadiennes (Xc)	0	2
CARCINOME (XI)	6 (5,1)	1 (2,4)
Carcinome thyroïdien (XIb)	1	0
Mélanome malin (XIc)	3	0
Carcinomes, autres et non précisés (XIc)	2	1
TOTAL	118 (100,0)	41 (100,0)

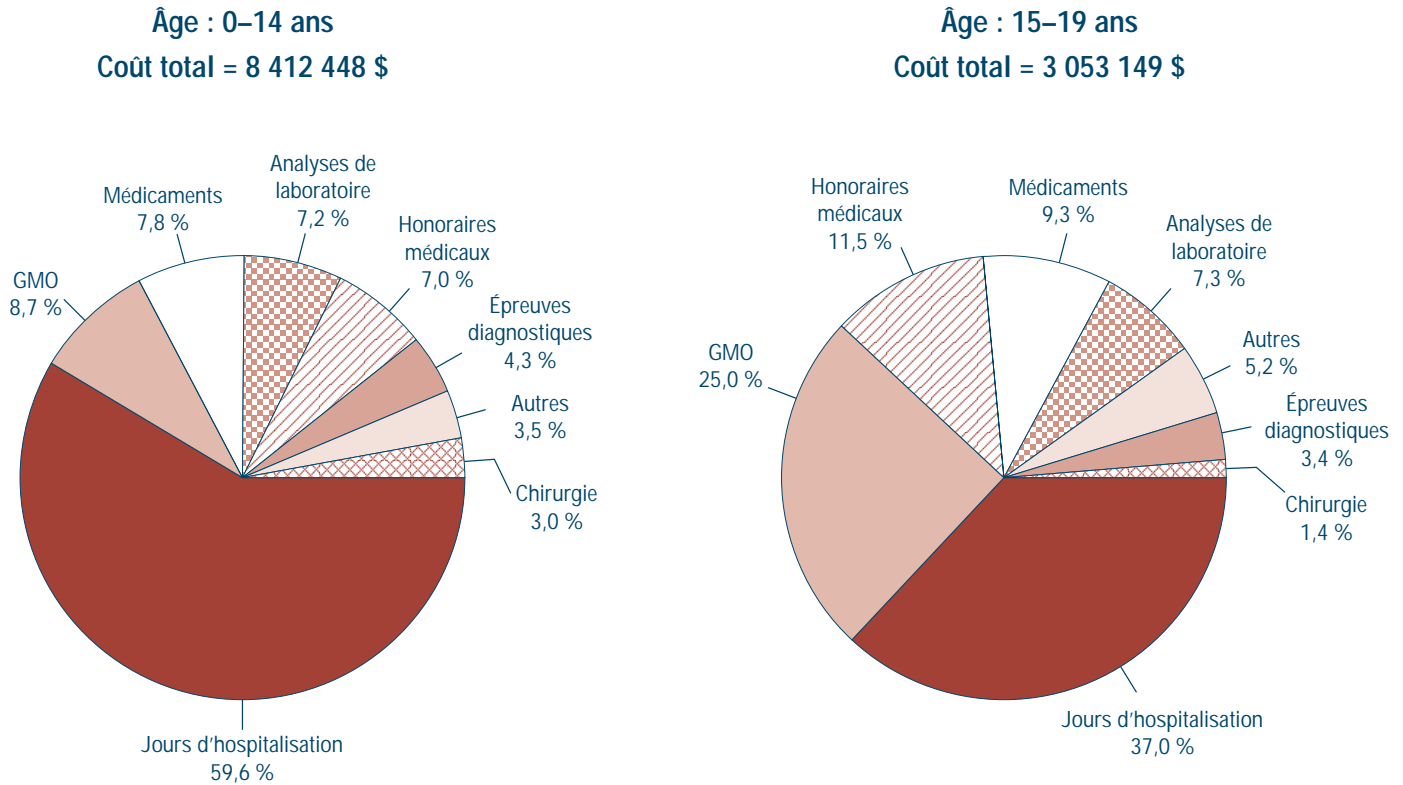
qui ont entraîné le plus grand nombre moyen de jours d'hospitalisation, et les tumeurs du SNC, le plus faible. Les séjours à l'hôpital étaient concentrés dans la première année suivant le diagnostic (données non présentées).

Dans l'ensemble, le coût moyen du traitement du cancer chez les enfants au cours de la première, de la deuxième et de la troisième année suivant le diagnostic s'établissait à 50 902 \$, 13 939 \$ et 6 769 \$ respectivement (tableau 3). À titre comparatif, ces coûts s'établissaient pour la même période à 57 354 \$, 16 888 \$ et 3 437 \$ respectivement pour les adolescents (tableau 4). Il faut cependant signaler que le coût variait selon le diagnostic et le statut vital à la fin de la période visée. Parmi les quatre cancers les plus fréquents chez les enfants, les tumeurs du SNC entraînaient les coûts moyens les plus élevés (86 715 \$) pendant la première année suivant le diagnostic; venaient ensuite les leucémies (59 595 \$), les tumeurs du SNC (42 859 \$) et les lymphomes (35 834 \$). Le coût moyen du traitement des leucémies, des lymphomes et des tumeurs du SNC chutait de 67 %, 39 % et 71 % respectivement, après la première année de traitement, alors que pour tous les autres cancers (sauf le cancer du rein, où l'on a observé une diminution de 55 % des coûts), ces coûts diminuaient de plus de 90 % entre la première et la deuxième année suivant le diagnostic.

Parmi les quatre cancers les plus fréquents chez les adolescents, les leucémies ont entraîné le coût moyen de traitement le plus élevé (165 800 \$) pendant la première année suivant le diagnostic, ce qui s'explique par le recours à la GMO. Venaient ensuite les sarcomes des tissus mous (73 355 \$), les lymphomes (36 092 \$) et les tumeurs du SNC (16 365 \$). Le coût moyen du traitement des lymphomes, des tumeurs du SNC et des leucémies a chuté de 30 %, 95 % et 89 % respectivement entre la première et la deuxième année. Pour tous les autres cancers (à l'exception des tumeurs des os, où l'on a observé une diminution de 53 %), le coût moyen du traitement a diminué de plus de 85 % entre ces deux périodes.

FIGURE 1

Répartition des coûts du traitement médical des enfants et adolescents atteints de cancer, Manitoba, 1990–1995



Épreuves diagnostiques : examens radiologiques et autres effectués à des fins diagnostiques

Médicaments : agents chimiothérapeutiques, antibiotiques et autres

Chirurgie : interventions réalisées à des fins de diagnostic et de traitement

Autres : produits sanguins et radiothérapie

Aussi bien pour les enfants que pour les adolescents atteints de cancer, le coût moyen des soins médicaux dispensés pendant la première année suivant le diagnostic a été inférieur chez les patients qui ont survécu que chez les autres (figure 2). L'écart était particulièrement notable dans le cas des enfants atteints de leucémie : chez les patients qui avaient succombé à la maladie, le coût des soins médicaux (89 707 \$) était presque deux fois plus élevé que chez les patients qui avaient survécu (52 066 \$). Dans le cas des adolescents atteints de sarcomes des tissus mous, le coût des soins médicaux était trois fois plus élevé chez ceux qui étaient décédés (103 804 \$) que chez les autres (32 757 \$). Chez les enfants, nous n'avons pas observé de véritables différences dans le cas des lymphomes (36 586 \$ contre 35 708 \$) ni des tumeurs du SNS (88 316 \$ contre

86 182 \$), tandis que, dans les cas de tumeurs du SNC, le coût du traitement a été plus élevé chez ceux qui ont survécu à la maladie que chez ceux qui y ont succombé (44 913 \$ contre 39 435 \$). Le coût moyen du traitement des sarcomes des os et des tissus mous chez les enfants qui étaient décédés était plus de deux fois plus grand que chez les patients survivants, tout comme le coût du traitement des adolescents atteints de tumeurs du SNC, de tumeurs des os et de leucémies. Le coût plus élevé du traitement des patients ayant succombé au cancer s'explique par un plus grand nombre de jours d'hospitalisation, par rapport à ceux qui ont survécu.

Analyse

Pour réduire le risque qu'un biais de sélection ne fausse cette étude fondée sur la

clientèle d'un hôpital, les auteurs de l'étude se sont servis d'un registre du cancer établi en fonction de l'ensemble de la population pour identifier tous les enfants et les adolescents de 0 à 19 ans ayant reçu un diagnostic de tumeur maligne au Manitoba. Les données de l'étude, qui portait sur les nouveaux cas déclarés au cours d'une période de trois ans, étaient suffisantes pour permettre de catégoriser les coûts du traitement en fonction du type de cancer; par ailleurs, la période de suivi de trois ans a fourni une bonne vue d'ensemble des différents éléments des soins.

D'après les résultats de notre étude, ce sont les soins dispensés en milieu hospitalier qui sont l'élément le plus coûteux : ils représentaient respectivement 59 % et 37 % de l'ensemble des coûts du traitement du cancer chez les enfants et les adolescents.

TABLEAU 2
Nombre moyen de jours d'hospitalisation par diagnostic, Manitoba,
cancers diagnostiqués chez des enfants et des adolescents 1990–1992

Type de néoplasme	Enfants				Adolescents			
	N ^{bre} de cas	N ^{bre} moyen de jours	Médiane	ET ^s	N ^{bre} de cas	N ^{bre} moyen de jours	Médiane	ET ^s
Leucémie	30	53,3	42,5	42,9	6	96,5	102,0	38,4
Lymphome	14	37,9	32,5	28,6	12	46,5	11,5	63,0
SNC	33	47,9	44,6	46,9	7	11,4	8,0	10,2
SNS	13	82,4	96,0	54,8	0	–	–	–
Tumeur maligne des os	0	–	–	–	4	63,5	57,3	46,0
Sarcome des tissus mous	9	30,6	39,3	21,6	7	67,1	92,0	49,8
Tumeur de Wilms	5	61,2	38,0	70,1	0	–	–	–
Autres	14 [†]	44,9 [†]	32,0	42,0	5 [‡]	17,9 [‡]	7,0	27,7
Total	118	63,2	51,2	57,8	41	49,5	25,5	51,5

^s écart-type

[†] rétinoblastome; foie; tumeurs des os et des cellules germinales; carcinomes

[‡] tumeurs des reins et des cellules germinales; carcinomes

TABLEAU 3
Coût moyen par patient selon l'année suivant le diagnostic et le type de cancer, Manitoba
patients âgés de 0–14 ans diagnostiqués en 1990–1992

Diagnostic	Année 1			Année 2			Année 3			Total		
	N	Coût (\$)	Mé-diane	N	Coût (\$)	Mé-diane	N	Coût (\$)	Mé-diane	N	Coût (\$)	Mé-diane
Leucémie	30	59 595	46 004,8	27	19 795	5 623,6	25	5 641	3 656,4	30	85 031	55 171,9
Lymphome	14	35 834	29 803,4	13	21 752	3 753,1	13	4 962	1 692,8	14	62 547	43 442,5
SNC	33	42 859	29 541,6	23	12 619	2 325,1	21	15 359	2 553,8	33	70 836	44 527,2
SNS	13	86 715	96 216,5	9	6 650	4 625,2	9	1 287	495,8	13	94 652	99 400,2
Tumeur de Wilms	5	43 962	33 161,3	5	19 975	8 934,5	5	6 173	975,4	5	70 110	46 214,6
Os	4	65 698	64 882,4	4	6 360	6 166,5	3	851	850,4	4	72 909	71 646,3
Sarcome des tissus mous	9	33 794	20 383,1	8	1 370	930,2	7	1 642	991,6	9	36 807	22 640,9
Carcinome	6	12 738	3 048,4	5	1 643	1 639,4	5	923	897,1	6	15 300	6 172,0
Autre*	4	84 986	73 004,1	4	2 426	2 101,3	4	1 069	1 032,3	4	88 481	75 745,6
Total	118	50 902	35 708,4	98	13 939	4 127,2	92	6 769	2 656,6	118	71 610	56 252,2

* y compris : rétinoblastome, tumeurs du foie et des cellules germinales

Les autres éléments de soins coûteux étaient, aussi bien chez les enfants que chez les adolescents, les greffes de moelle osseuse, les médicaments, les analyses de laboratoire et les honoraires des médecins. Ces proportions relatives correspondent grosso modo à celles qu'avaient observées Bloom et ses collaborateurs⁸.

Nous avons estimé le coût du traitement de cinq enfants cancéreux dont les dossiers médicaux ne contenaient pas l'information voulue, d'après les interventions thérapeutiques pratiquées sur des patients ayant fait l'objet de diagnostics similaires. Cette façon de procéder a probablement entraîné une légère sous-estimation des coûts, puis-

que seuls les coûts des éléments majeurs du traitement (p. ex., les interventions chirurgicales) ont été pris en compte.

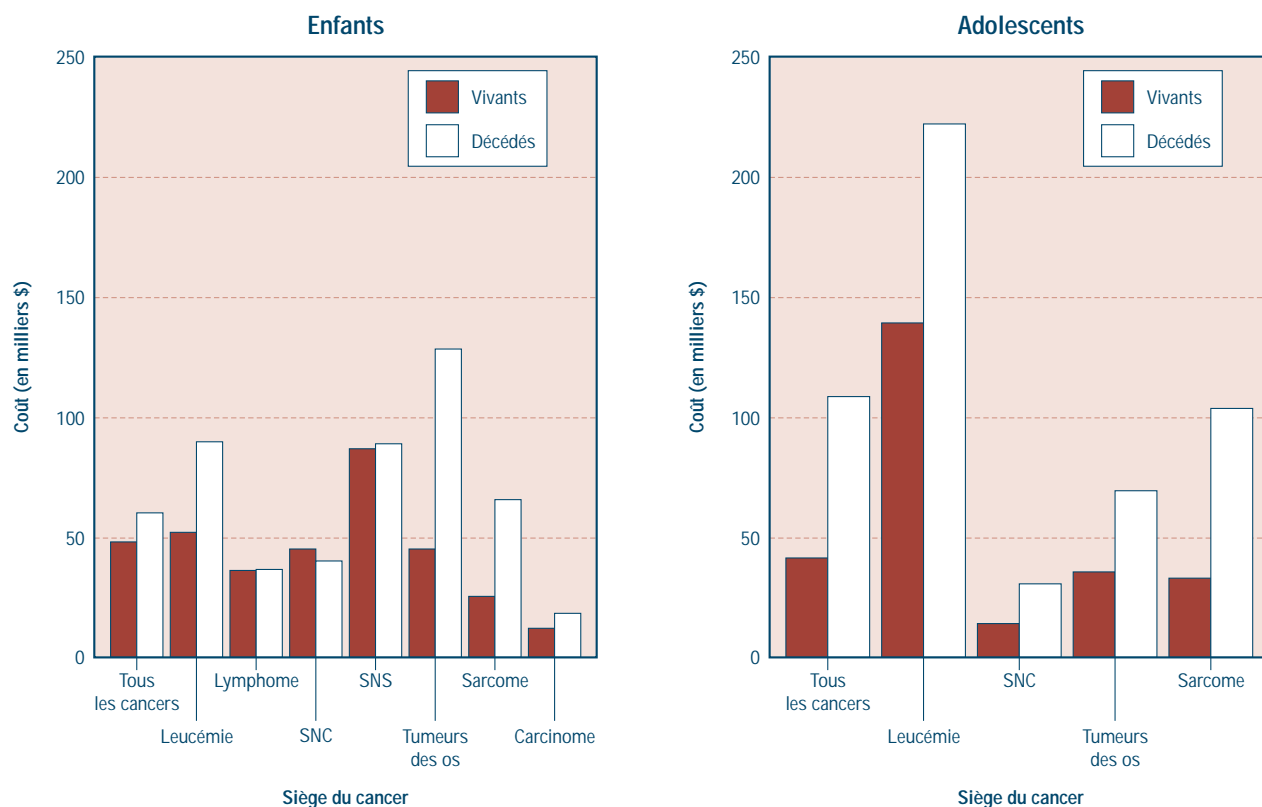
Par ailleurs, nous avons également dû estimer le coût des analyses de laboratoire dans 30 % des cas, parce que les dossiers médicaux ne renfermaient pas de données suffisantes pour déterminer avec précision

TABEAU 4
Coût moyen par patient selon l'année suivant le diagnostic et le type de cancer, Manitoba
patients âgés de 15–19 ans diagnostiqués en 1990–1992

Diagnostic	Année 1			Année 2			Année 3			Total		
	N	Coût (\$)	Mé-diane	N	Coût (\$)	Mé-diane	N	Coût (\$)	Mé-diane	N	Coût (\$)	Mé-diane
Leucémie	6	165,800	192,895	5	22,281	24,235	5	7,857	4,863	6	195,938	220,123
Lymphome	12	36,092	20,977	12	25,258	22,263	12	4,463	1,800	12	65,813	27,871
SNC	7	16,365	12,315	6	956	1,220	6	862	950	7	18,203	14,313
Os	4	52,502	51,806	3	32,808	37,655	2	2,649	2,649	4	87,960	85,114
Sarcome des tissus mous	7	73,355	77,798	5	13,885	17,356	3	1,818	1,655	7	89,058	100,057
Autres#	5	17,115	8,794	4	720	872	4	301	352	5	18,136	8,794
Total	41	57,354	24,192	35	16,888	3,267	32	3,437	3,267	41	77,679	38,820

y compris : tumeurs des reins et des cellules germinales, carcinomes

FIGURE 2
Coût moyen du traitement des enfants et des adolescents atteints de cancer
pendant la première année suivant le diagnostic, selon le statut vital et le siège du cancer



quelles analyses avaient été réalisées. Le coût de ces épreuves a été évalué d'après le coût moyen des analyses réalisées chez des enfants et des adolescents atteints de cancers appartenant à la même catégorie

diagnostique (p. ex., épreuves rénales ou microbiologiques). Cela peut aussi avoir entraîné une sous-estimation des coûts du traitement.

De la même façon, au moment d'évaluer le coût des soins hospitaliers à partir de chiffres globaux sur le coût des hospitalisations, nous avons attribué une pondération d'intensité relative plus élevée que la mo-

enne aux cas de cancer chez des enfants et des adolescents; la pondération de l'intensité des soins est une mesure de la complexité des soins nécessaires, qui détermine les heures de soins infirmiers nécessaires et par conséquent leur coût. Cette méthode peut elle aussi avoir entraîné une sous-estimation des coûts moyens généralisables. C'est pourquoi nous avons réalisé des analyses de sensibilité en ajoutant 30 % au coût des soins hospitaliers déclarés, puis en soustrayant 30 %. Un rapport canadien déjà paru sur l'évaluation économique de la GMO allogénique donne une bonne idée de l'utilité de telles analyses¹⁸.

Nous n'avons pas inclus le coût des soins dispensés dans des centres locaux (en milieu rural) et des cabinets de professionnels de la santé en exercice privé. Cependant, on peut supposer que ces coûts seraient négligeables, car presque tous les cas de cancer chez des enfants et des adolescents ont été traités à Winnipeg, soit au Children's Hospital, soit au Health Sciences Centre.

Le coût moyen des soins médicaux dispensés aux patients toujours vivants à la fin de la période de trois ans était inférieur à celui des patients qui avaient succombé à la maladie, particulièrement dans le cas des enfants atteints de leucémie et des adolescents atteints de sarcomes des tissus mous. L'écart s'explique en bonne partie par le fait que les patients décédés ont été hospitalisés plus longtemps que les autres. Ainsi, en plus de sauver des vies, les traitements efficaces réduisent le coût des soins donnés aux enfants et aux adolescents atteints de cancer pendant les trois premières années.

Parmi les quatre cancers de l'enfance les plus fréquents, ce sont les tumeurs du SNC (des neuroblastomes dans presque tous les cas) qui ont entraîné les coûts les plus importants au cours de la première année du traitement; venaient ensuite les leucémies, les tumeurs du SNC et les lymphomes. Le coût élevé du traitement des neuroblastomes est attribuable au plus grand nombre de jours d'hospitalisation de ces patients. Ces conclusions s'écartent à la fois de celles de Lansky *et al.*⁴ et de celles de Bloom *et al.*⁸, qui ont respectivement attribué aux lymphomes et aux tumeurs malignes des

os les coûts moyens les plus élevés. Il faut cependant signaler que la présente étude se fonde sur les coûts du traitement pendant les trois premières années suivant le diagnostic, tandis que l'étude de Lansky portait sur des enfants cancéreux traités en clinique externe. Par ailleurs, Bloom et ses collaborateurs se sont servis des visites à l'hôpital, plutôt que de registres comprenant tous les cas d'enfants atteints de tumeurs malignes, pour recruter les participants de leur étude. Cette façon de procéder a peut-être rendu moins probable l'inclusion des patients qui consultent moins souvent qu'aux six mois, et dont le traitement est par conséquent moins coûteux.

En comparaison, parmi les quatre cancers les plus fréquents chez les adolescents, ce sont les leucémies qui ont entraîné les coûts les plus élevés au cours de la première année du traitement; venaient ensuite les sarcomes des tissus mous, les lymphomes et les tumeurs du SNC. Le coût élevé du traitement de la leucémie s'explique par le plus grand nombre de jours d'hospitalisation et par le recours relativement plus fréquent à la GMO pour ces patients.

Dans le cadre de cette étude, nous n'avons estimé le coût du traitement médical des cancers chez les enfants et les adolescents que pour les trois années suivant le diagnostic. Nous n'avons pu estimer l'augmentation du coût des soins de santé à long terme chez les patients ayant survécu longtemps à la maladie, pas plus que le coût additionnel de l'éducation spécialisée ou des services à domicile que peuvent nécessiter certaines personnes ayant souffert d'un cancer pendant leur enfance ou leur adolescence. Nous n'avons pas non plus essayé d'estimer les coûts de nature non médicale que les familles de ces enfants et adolescents doivent supporter^{3,19,20}.

En appariant sur une longue période les données figurant dans les dossiers médicaux avec les codes de facturation des hôpitaux et des cliniques, on pourrait obtenir une information plus précise et extrêmement précieuse pour l'évaluation des coûts du traitement du cancer chez les enfants.

Remerciements

Les auteurs tiennent à remercier le D^r David Feeny pour ses judicieux commentaires sur le manuscrit. Ils sont également redevables à M^{me} Cathy Jonatanson et à M^{me} Jeri Kostyra pour leur contribution à la collecte des données.

Références

1. Huchcroft S, Clarke A, Mao Y, et al. *Mon combat pour la vie : le cancer chez les enfants et les adolescents au Canada*. Ottawa : Approvisionnement et Services Canada; 1996. 110p.
2. Craft AW, Pearson ADJ. Three decades of chemotherapy for childhood cancer: from "cure at any cost" to "cure at least cost". *Cancer Surv* 1989;8:605-629.
3. Barr RD, Furlong W, Horsman J, et al. The monetary costs of childhood cancer to the families of patients. *Int J Oncol* 1996;8: 933-940.
4. Hawkins MM, Stevens MC. The long-term survivors. *Br Med Bull* 1996 Oct;52(4): 898-923.
5. Blatt J, Copeland DR, Bleyer WA. Late effects of childhood cancer and its treatment. Dans : Pizzo PA, Poplack DG, eds. *Principles and Practice of Pediatric Oncology*. 3^e éd. Philadelphia, Lippincott-Raven Publishers, 1997. 1303-1329p.
6. Bleyer WA, Tejada H, Murphy SB, et al. National cancer clinical trials: children have equal access; adolescents do not. *J Adolescent Health* 1997;21:366-373.
7. Lansky SB, Black JL, Cairns NU. Childhood cancer medical costs. *Cancer* 1983;52: 762-766.
8. Bloom BS, Knorr RS, Evans AE. The epidemiology of disease expenses - the costs of caring for children with cancer. *JAMA* 1985; 253:2393-2397.
9. Birenbaum LK, Clarke-Steffen L. Terminal care costs in childhood cancer. *Pediatr Nurs* 1992;18:285-288.
10. Kramárová E, Stiller CA, Ferlay J, et al. Editors. *International Classification of Childhood Cancer*. IARC technical report No. 29, Lyon; 1996. 15-18p.
11. Percy C, Van Holten V, Muir C. Classification internationale des maladies - Oncologie (CIM-O), 2^e édition. Organisation mondiale de la Santé, Genève, 1990.

-
12. Westman Regional Laboratory Services Incorporated. *Annual Report 1992-1993*. 13p.
 13. *Guide SIG*. Ottawa : Institut canadien d'information sur la santé. 1999. Chapitre 4 – Systèmes de mesure du travail.
 14. Hall K, Nicolle L, Sochasky CM. *Winnipeg Health Sciences Centre – Formulary, 1991-1992*, 6^e édition.
 15. Canadian Blood Services, *Unit cost model*, Ottawa: Canadian Blood Services; 1998.
 16. Statistique Canada : *Indice des prix des produits industriels*. décembre 1995.
 17. Manitoba Health Services Insurance Plan, *Physician's Manual*, April 01, 1992. The Minister of Health, Manitoba, 1992.
 18. Barr RD, Furlong W, Henwood J, et al. Economic evaluation of allogenic bone marrow transplantation: A rudimentary modal to generate estimates for the timely formulation of clinical policy. *J Clin Oncol* 1996; 14:1413-20.
 19. Office canadien de coordination de l'évaluation des technologies de la santé. *Lignes directrices pour l'évaluation économique des produits pharmaceutiques : Canada*, 2^e édition. Ottawa : Office canadien de coordination de l'évaluation des technologies de la santé. novembre 1997. (On peut télécharger ce document à l'adresse suivante : <http://www.ccohta.ca>).
 20. Drummond MF, O'Brien B, Stoddart G, Torrance GW, *Methods for the Economic Evaluation of Health Care Programmes*. Second edition. Oxford: Oxford University Press, 1997. ■

Facteurs de stress professionnel et de stress personnel et détresse psychologique chez les travailleurs canadiens : analyse des données de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1994 par la modélisation d'équations structurelles

Donald C Cole, Selahadin Ibrahim, Harry S Shannon, Fran E Scott et John Eyles

Résumé

Les facteurs de stress professionnel sont de plus en plus reconnus comme des déterminants de l'état de santé mentale qui peuvent s'avérer importants. Nous avons examiné ce rapport par la modélisation d'équations structurelles en nous servant des données sur les travailleurs canadiens adultes qui ont participé au premier cycle de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP). Les facteurs de stress professionnel forment un construit composite avec des pistes originant des exigences psychologiques, de la latitude de décision, du soutien en milieu de travail et du risque de perdre son emploi, chaque facteur étant mesuré au moyen d'une version abrégée du Job Content Questionnaire. Les facteurs de stress personnel forment eux aussi un construit composite à deux pistes : facteurs de stress chronique et événements de la vie récents. La détresse psychologique est la variable de résultat, influencée par les construits à effet latent que sont la maîtrise et l'estime de soi. Les facteurs de stress professionnel ont un effet total constamment positif sur la détresse (la somme des coefficients de dépendance normalisés varie de 0,004 à 0,153 selon les strates sexe-profession), ces effets étant influencés par une estime de soi et une maîtrise diminuées (facteurs de stress professionnel aux variables médiatrices : valeurs allant de -0,188 à -0,413). Les facteurs de stress personnel ont un effet total positif plus grand sur la détresse psychologique (de 0,462 à 0,536), les effets étant en majeure partie directs.

Mots clés : Canada; enquêtes sur la santé; modèles statistiques; psychologie industrielle; santé au travail; santé mentale; stress psychologique; transversal

Introduction

Énoncé du problème et question de recherche

Les intervenants du secteur de la santé publique sont de plus en plus nombreux à reconnaître que le «stress professionnel» est un déterminant important de la santé.

Ainsi, l'analyse des données de l'édition 1985 de la *National Health Interview Survey* aux États-Unis a permis d'estimer à 11 millions le nombre de travailleurs et travailleuses qui souffrent d'un niveau de stress psychologique qui est dangereux pour la santé¹. Bien que l'on reconnaisse généralement que les facteurs de stress profes-

sionnel peuvent nuire à la santé mentale², d'aucuns affirment que les facteurs de stress personnel sont des déterminants beaucoup plus importants du bien-être psychologique³. Heureusement, la majorité des chercheurs s'intéressent aux deux domaines : facteurs de stress professionnel/au travail/intra-organisationnel et facteurs de stress non professionnel/en milieu familial/personnel/extra-organisationnel⁴⁻⁸. On reconnaît aussi l'importance des variables psychologiques médiatrices comme l'estime de soi et la maîtrise, qui s'insèrent entre les facteurs de stress et les effets sur la santé, pour la bonne compréhension du rapport entre ces variables^{4,7}. Pourtant, les professionnels de la santé, les représentants des milieux de travail et les responsables de l'action gouvernementale ne s'entendent pas sur l'importance relative de chaque catégorie de facteurs et le rôle de médiation que peuvent jouer les variables psychologiques. Par conséquent, notre question de recherche se posait dans les termes suivants :

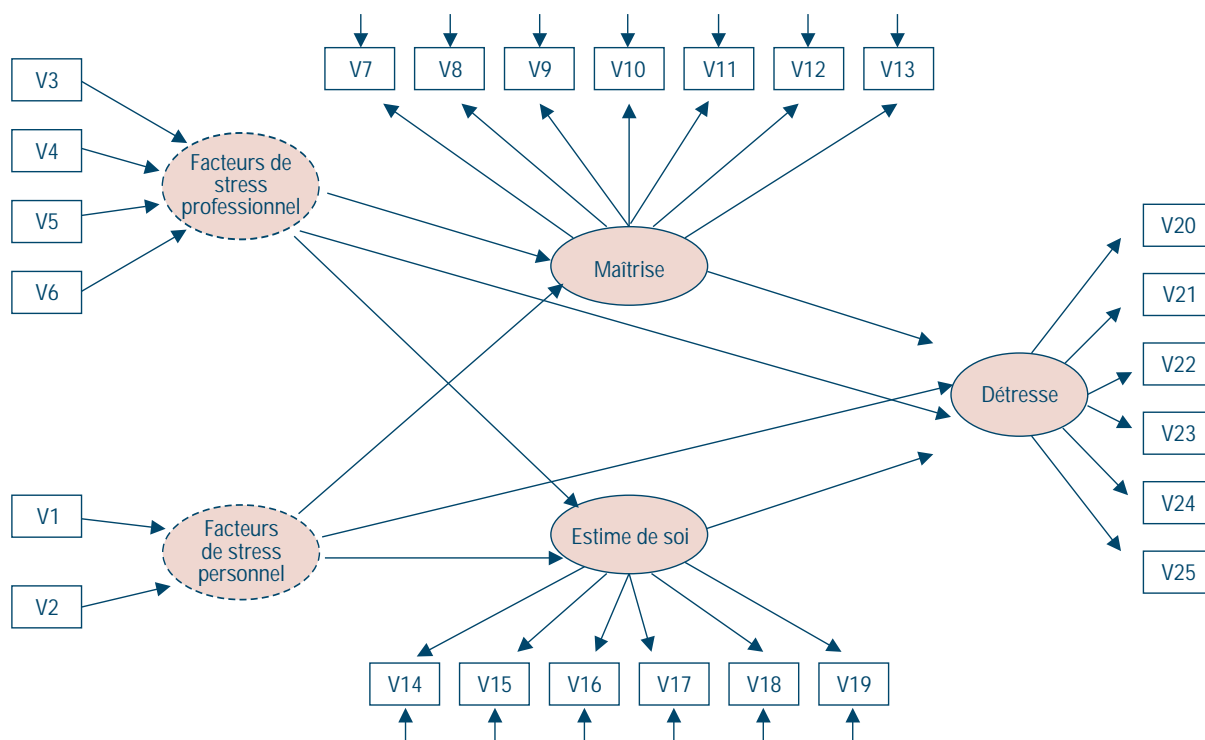
Dans quelle mesure les facteurs de stress professionnel d'une part et les facteurs de stress personnel d'autre part expliquent-ils, directement et indirectement, la variation du degré de détresse psychologique, étant donné l'estime de soi et la maîtrise comme variables médiatrices?

Nous avons cherché aussi à évaluer dans quelle mesure le rapport entre les facteurs

Coordonnées des auteurs

Donald C Cole, Selahadin Ibrahim, Institut de recherche sur le travail et la santé, et Department of Public Health Sciences, Université de Toronto, Toronto (Ontario)
Harry S. Shannon, Institut de recherche sur le travail et la santé et Programme de santé du travail et de médecine environnementale, Université McMaster, Hamilton (Ontario)
Fran E Scott, John Eyles, Département d'épidémiologie clinique et de biostatistique et Institut de l'environnement et de la santé, Université McMaster, Hamilton (Ontario)

FIGURE 1
Modèle hypothétique (pour toutes les strates)



V1 = stress chronique, V2 = événement récent, V3 = exigences psychologiques, V4 = absence d'influence, V5 = absence de soutien, V6 = risque de perdre son emploi, V7 = peu d'influence, V8 = incapacité de résoudre certains problèmes, V9 = incapacité de changer les choses, V10 = sentiment d'impuissance, V11 = sentiment d'intimidation, V12 = l'avenir repose sur soi, V13 = peut tout faire, V14 = possède de grandes qualités, V15 = égal aux autres, V16 = accomplit les tâches aussi bien que les autres, V17 = attitude positive à l'égard de soi, V18 = contentement de soi, V19 = sentiment d'échec, V20 = triste au point que rien ne peut reconforter la personne, V21 = sentiment de nervosité, V22 = sentiment d'agitation, V23 = sentiment de désespoir, V24 = sentiment d'inutilité, V25 = chaque geste implique un effort appréciable

de stress et la variable détresse varie selon le sexe^{7,9} et la profession¹⁰. Nous nous sommes donc servis des résultats des analyses antérieures des données de l'ENSP de 1994-1995¹¹⁻¹⁶, des ouvrages scientifiques pertinents et du compte rendu des discussions entre les professionnels de la santé au travail pour élaborer un modèle structurel hypothétique qui relie entre eux les principaux construits étudiés. Notre analyse a été facilitée par l'emploi des techniques de modélisation des équations structurelles (MES), grâce auxquelles on peut estimer simultanément les composantes de mesure et les composantes structurelles¹⁷. La comparaison des estimations du modèle par strate sexe-profession a donné des résultats qui permettent d'évaluer dans quelle mesure les variables sexe et profession modulent les rapports étudiés.

Formulation du modèle structurel

Les psychologues organisationnels soutiennent depuis longtemps que le bien-être psychologique est sans doute lié à une diversité de facteurs¹⁸. Les facteurs de stress professionnel, y compris l'absence de soutien social en milieu de travail, sont associés à divers problèmes de santé, dont la dépression et la détresse¹⁹. Les chercheurs en santé au travail se servent souvent des mesures de symptôme de dépression ou de détresse psychologique comme indicateurs de l'astreinte²⁰. Par ailleurs, de nombreux facteurs de stress personnel sont à l'origine, croit-on, de problèmes de santé mentale, dont la dépression^{21,22}. Par conséquent, on peut supposer que les deux grandes catégories de facteurs de stress – professionnel et personnel – sont des déterminants importants de la détresse au sein de la population active, le niveau de

détresse variant en raison directe de la valeur du facteur (voir les liens directs dans la figure 1).

Diverses variables psychologiques peuvent «moduler» le rapport entre les facteurs de stress et la variable détresse, c.-à-d. qu'elles peuvent subir l'effet des facteurs de stress et influencer à leur tour sur la détresse²³. La médiation est l'inverse de la modulation («interaction» ou «modification d'effet» en termes d'épidémiologie); dans ce cas-ci, la variable psychologique influence sur l'intensité de la relation entre le facteur de stress et l'astreinte, mais elle ne subit pas l'effet du facteur de stress, par exemple, l'estime de soi dans Jex et Elacqua, 1999²⁴. En tant que variable médiatrice, l'estime de soi peut être influencée par les facteurs au travail, comme le soulignent si bien Locke et coll. (1996)²⁵ : «Nous estimons que le milieu du travail est crucial pour l'estime de

soi, parce que c'est par le travail que les gens maîtrisent la réalité et pourvoient à leur subsistance (...) par conséquent, le travail, lorsqu'il est considéré avec dignité et qu'il est accompli de façon rationnelle avec toute la concentration voulue, est une source d'estime de soi» [traduction]. La maîtrise est une autre variable médiatrice, dont la valeur décline lorsque la tension de rôle fait en sorte que les gens doutent plus de leur capacité de gérer leur vie²⁶. Nous avons donc établi que des pistes iraient de l'estime de soi et de la maîtrise à la détresse (rapports indirects dans la figure 1), en ne fixant pas de paramètres pour le degré de médiation, c'est-à-dire qu'il peut aller du plus faible (la plupart des effets du facteur de stress s'exercent directement sur la variable détresse) au plus élevé (la plupart des effets du facteur de stress s'exercent indirectement sur la détresse par l'intermédiaire des variables médiatrices).

Différences selon le sexe et la profession

Les effets des facteurs de stress professionnel sur la détresse psychologique peuvent aussi être modulés par le contexte social^{10, 27}. On décrit le milieu de travail et le milieu familial comme des facteurs de détresse psychologique de second plan⁶. Les facteurs socio-démographiques sont aussi définis comme des prédicteurs indépendants de la dépression dans le modèle de vulnérabilité de Phelan et coll.⁴.

Les études qui établissent des comparaisons selon le sexe donnent des résultats contrastés. Certains rapports indiquent des relations semblables entre les facteurs de stress et la variable détresse pour les deux sexes^{28,29}, tandis que d'autres rapportent des différences entre les sexes. Par exemple, l'intégration sociale ou le soutien social⁷ réduisent le niveau de détresse chez les femmes et les facteurs de stress professionnel influencent plus fortement le niveau de détresse chez les hommes⁶. Les emplois les plus routiniers sont associés plus étroitement à un niveau de détresse plus grand chez les femmes³⁰, et celles-ci sont plus affectées par les événements stressants de la vie que les hommes³¹.

Les études qui établissent des comparaisons selon la profession sont plus rares,

parce que beaucoup d'analyses de régression neutralisent les effets du niveau professionnel et ne peuvent examiner les différences de relations à l'intérieur des strates (p. ex., dans Stansfeld et coll. [1997], les exigences plus grandes sont «confondues» [*confounding*] avec le niveau hiérarchique plus élevé)³². Plusieurs études révèlent que les facteurs de stress personnel sont plus intenses chez les personnes qui occupent des emplois de niveau inférieur et qui se situent vers le bas de l'échelle des revenus (voir par exemple Stephens et coll., 1999)³³. Les examens combinés des strates sexe-profession sont rares. Les comparaisons sont plus difficiles à cause des différences de répartition des hommes et des femmes entre les niveaux professionnels et des problèmes liés aux facteurs non mesurés qui varient selon les strates^{34,35}. Heureusement, l'ENSP comprend des échantillons de travailleurs et de travailleuses représentatifs suffisamment grands pour nous permettre de constituer des strates sexe-profession indépendantes.

Données secondaires

Population

L'Enquête nationale sur la santé de la population du Canada a utilisé un vaste échantillon de répondants choisis au hasard^{36,37} dans toutes les régions du pays. Le cycle de 1994-1995 correspondait à la première vague. Le plan d'échantillonnage (plan complexe à plusieurs degrés stratifié) prévoyait le tirage de 20 000 ménages environ, à l'exclusion des résidents des réserves indiennes, des bases militaires et des établissements et des personnes vivant dans des régions reculées de l'Ontario et du Québec. Dans chaque ménage, une personne adulte choisie au hasard devait répondre à des questions détaillées. Le taux de réponse a été de 88,7 % pour les ménages et de 96,1 % pour les personnes dans chaque ménage.

Tout l'échantillon a été constitué à partir des fichiers de microdonnées à grande diffusion (Statistique Canada, 1995)³⁸. Les participants qui ont répondu aux questions détaillées, étaient âgés de 18 à 64 ans inclusivement, étaient salariés au moment de l'enquête et avaient répondu à une version abrégée du *Job Content Questionnaire*

(JCQ) (voir ci-dessous) : au total, 4 230 actifs adultes de sexe masculin et 4 043 actifs adultes de sexe féminin. Les personnes qui ont répondu au JCQ (88 %) avaient un profil comparable à celui des actifs visés par l'ENSP en ce qui a trait à l'âge et au revenu. Cependant, les répondants féminins étaient relativement moins nombreux à occuper un emploi à temps partiel (71,5 % chez les répondants contre 78,6 % chez les non-répondants, $p = 0,02$) et les répondants masculins étaient relativement moins nombreux à occuper un emploi manuel (48,7 % chez les répondants contre 54,7 % chez les non-répondants, $p = 0,006$), à avoir complété des études collégiales ou universitaires (38,5 % contre 45,5 %, $p = 0,003$) et à être mariés ou à vivre en union libre (70,5 % contre 78,0 %, $p = 0,0008$).

On a demandé aux répondants s'ils avaient exercé un travail rémunéré ou un travail en vue d'un bénéfice dans les 12 derniers mois; ils pouvaient indiquer jusqu'à six emplois. L'emploi principal était classé selon la classification socio-économique des professions de Pineo à seize points³⁹. Pour les besoins de la stratification des professions, celles-ci ont été réparties entre les catégories inférieures de Pineo (travailleur qualifié, travailleur spécialisé et travailleur non qualifié) et les catégories supérieures de Pineo (surveillant, semi-professionnel et gestionnaire).

Mesures par catégorie de variables

Facteurs de stress professionnel

Les répondants ont rempli la version abrégée du JCQ⁴⁰ par rapport à leur emploi principal actuel. Ce questionnaire renfermait des questions sur les exigences psychologiques au travail, la latitude de décision (influence), l'effort physique, le risque de perdre son emploi et le soutien social en milieu de travail. Bien que la totalité des questions contenues dans le JCQ aient subi tous les tests de validité pertinents⁴¹, 12 questions seulement ont été incluses dans la version abrégée du questionnaire de l'ENSP. Les réponses étaient fondées sur une échelle d'évaluation en cinq points (0 = fortement d'accord; 4 = fortement en désaccord), une variante de l'échelle classique en quatre points. Pour évaluer les exigences psychologiques, on a demandé au répondant s'il

jugeait sa charge de travail très élevée et s'il jouissait d'une certaine latitude (ou liberté) par rapport aux demandes contradictoires faites par ses collègues. La latitude de décision ou l'«influence» a été mesurée de deux façons : pouvoir d'appréciation dans l'exercice des compétences (perfectionnement, niveau de compétence normal, tâches répétitives) et pouvoir décisionnel (liberté de décider comment accomplir le travail et degré d'influence des travailleurs sur les conditions en milieu de travail). Pour évaluer le soutien social en milieu de travail, on a examiné trois aspects en particulier : exposition à l'hostilité de collègues ou conflit avec des collègues, aide du surveillant dans l'accomplissement du travail, et aide des collègues dans l'accomplissement du travail. Quant à l'effort physique et au risque de perdre son emploi, ils ont été évalués au moyen d'une question unique. Pour les besoins de notre analyse, nous avons défini «en négatif» les facteurs latitude de décision et soutien en milieu de travail pour rendre compte du fait que c'est l'«absence» de ces facteurs qui constitue une source de stress au travail, les scores plus élevés évoquant des valeurs plus élevées pour ces facteurs (à savoir l'absence d'influence et l'absence de soutien en milieu de travail).

Facteurs de stress personnel

Les mesures pour cette catégorie concernent les événements particuliers de la vie et le stress chronique, comme le proposent d'autres spécialistes de l'étude du stress⁴². L'indice de stress chronique⁴³ comprend 18 questions ayant trait aux difficultés que vit le répondant par rapport à ses enfants, à son conjoint, aux travaux domestiques et à la famille en général – difficultés qu'il vivrait depuis plus de cinq ans en moyenne, selon des travaux de recherche. Cet indice a été corrigé pour tenir compte de l'état matrimonial et du nombre d'enfants à la maison. Pour mesurer le facteur événements de la vie récents⁴⁴⁻⁴⁶, on s'est servi de 10 questions dichotomiques (réponse par oui ou non) portant sur le répondant ou un membre de sa famille pour les 12 derniers mois. Les événements de la vie récents comprenaient la crise financière majeure, le changement d'emploi, la rétrogradation, la réduction de

salaires et les querelles de plus en plus nombreuses. Le score relatif aux événements de la vie récents a été corrigé pour tenir compte du rôle social de l'individu (p. ex., état matrimonial, présence d'enfants).

Variables psychologiques médiatrices

On a évalué le facteur estime de soi au moyen de six questions tirées de l'échelle classique de Rosenberg (1965)⁴⁷. Les réponses étaient fondées sur une échelle en cinq points (de «fortement en désaccord» à «fortement d'accord»), le score global maximum n'excédant pas 24 points; plus le score est élevé, plus l'estime de soi mesurée est grande. La maîtrise est la qualité d'une personne qui estime disposer des moyens voulus pour assurer son épanouissement⁴⁸; ce facteur a été évalué au moyen de sept questions avec échelle d'évaluation en cinq points, les scores pouvant aller de 0 à 28 (plus le score est élevé, plus la maîtrise est grande). La valeur α de Cronbach est supérieure à 0,65 pour l'estime de soi comme pour la maîtrise, et elle est la même pour toutes les strates sexe-profession.

Variable de résultat (effet sur la santé mentale)

Parmi l'éventail assez large d'indicateurs en santé mentale contenus dans l'ENSP³³, nous avons choisi la détresse psychologique, mesurée d'après la forme abrégée du *Composite International Diagnostic Interview* (CIDI), qui comporte six questions. Là aussi, la valeur α de Cronbach est supérieure à 0,65 et elle est la même pour toutes les strates sexe-profession.

Méthode d'analyse

Formulation des modèles de mesure

La modélisation avec les échelles du JCQ peut se faire de diverses manières : variables continues indépendantes⁴⁹ ou scores dichotomiques ou trichotomiques³²; astreinte exprimée en termes de différences d'exigences psychologiques ou de différences d'influence⁵⁰; interactions dichotomiques fondées sur des rapports¹⁵ ou des médianes^{31,51}; et iso-astreinte exprimée en termes d'interactions avec le soutien en

milieu de travail^{9,52}, pour ne nommer que celles-là. La création d'un construit composite à effet latent⁵³ pour les facteurs de stress professionnel⁵⁴ fait abstraction de la nature des rapports entre les diverses échelles. Le fait de concevoir les échelles des facteurs de stress professionnel comme des échelles d'évaluation formative, plutôt que des échelles d'évaluation réflexive au sens classique de l'évaluation, atténue la difficulté que posent la nature propre des facteurs de stress professionnel (p. ex., le risque de perdre son emploi en comparaison des autres échelles du JCQ⁴¹) et la faible cohérence attribuable au nombre restreint de questions (p. ex., exigences psychologiques dans le questionnaire de l'ENSP)¹⁴. Les différences de nature et de période entre l'indice de stress chronique et l'indice des événements de la vie récents⁵⁵ justifient elles aussi la création d'un construit composite, où chaque indice est un déterminant des facteurs de stress personnel. À l'inverse, lorsque les questions révèlent l'existence d'un construit fondamental, ainsi qu'une cohérence interne assez forte collectivement⁵⁶ (p. ex., les questions relatives à l'estime de soi, à la maîtrise et à la détresse), la création d'un construit à effet latent est la solution jugée la plus pertinente¹⁷.

Estimation du modèle et tests

La modélisation des équations structurelles a été effectuée au moyen de la version 5.7b de EQS⁵⁷. Comme ce logiciel ne permet pas l'utilisation des poids de sondage, ce qui peut introduire un biais dans les erreurs-types⁵⁸, nous avons utilisé la version 6.12 de SAS⁵⁹ pour calculer les matrices des covariances des variables, en nous servant des poids de sondage fournis par Statistique Canada³⁸. Les matrices des covariances pour chaque strate ont ensuite servi de paramètres pour EQS.

Nous avons estimé séparément les quatre modèles correspondant chacun à une strate sexe-profession et nous avons comparé les pistes à l'intérieur des strates au moyen d'estimations normalisées^{6,60}. L'estimation s'est faite par la méthode du maximum de vraisemblance. Les covariances des résidus des variables endogènes ont été fixées à zéro initialement.

TABLEAU 1

Caractéristiques socio-démographiques de la population adulte active ayant servi à l'analyse, par strate sexe-profession*

Variable	Femmes		Hommes	
	Pineo – catégories inférieures‡ (n = 2 438) (%)	Pineo – catégories supérieures‡ (n = 1 466) (%)	Pineo – catégories inférieures (n = 2 572) (%)	Pineo – catégories supérieures (n = 1 496) (%)
Âge				
18–34	46,1	37,6	46,6	29,9
35–44	27,9	33,5	27,1	34,7
45–54	17,6	22,0	17,9	26,2
55–64	8,4	6,9	8,4	9,2
État matrimonial				
Jamais marié	24,0	16,8	28,0	16,2
Marié/union libre	66,0	71,1	65,9	77,9
Veuf/séparé/divorcé	10,0	12,1	6,1	5,9
Scolarité				
Études secondaires partielles	18,3	3,1	25,4	6,8
Études secondaires complètes	21,9	9,7	20,7	12,2
Études collégiales ou universitaires partielles	30,8	25,6	28,6	22,3
Études collégiales ou universitaires complètes	28,9	61,6	25,2	58,7
Manquant	0,1	0,0	0,1	0,0
Revenu du ménage				
Tranche de revenu inférieure	12,8	5,4	10,1	5,9
Tranche moyenne inférieure	29,9	16,5	28,6	16,4
Tranche moyenne supérieure	39,7	44,2	41,6	42,4
Tranche de revenu supérieure	13,3	31,9	15,4	30,5
Manquant	4,3	2,0	4,3	4,8

* Des poids de sondage dont la somme est égale à la taille de l'échantillon ont servi à ces calculs.

‡ Les catégories inférieures de Pineo comprenaient les travailleurs qualifiés, les travailleurs spécialisés et les travailleurs non qualifiés; les catégories supérieures comprenaient les surveillants, les semi-professionnels et les gestionnaires.

Comme le critère chi carré est très sensible à la taille de l'échantillon et aux hypothèses relatives à la distribution⁶¹, nous avons utilisé cinq autres mesures de la validité globale de l'ajustement⁶². L'indice de validité de l'ajustement (IVA) et l'indice de validité de l'ajustement corrigé (IVAC) ont été choisis en raison de leur faible sensibilité aux méthodes d'estimation⁶³, tandis que l'erreur-type d'approximation (ETA) et l'indice d'ajustement comparatif (IAC) sont les mesures les moins sensibles à la taille de l'échantillon⁶³ et l'indice de Bollen (IFI) est la mesure la moins biaisée en raison de la non-normalité des variables⁶⁴. Les valeurs de IVA, de IVAC, de IAC et de IFI varient de 0 à 1, une valeur supérieure à 0,9 indiquant un bon ajuste-

ment. L'intervalle des valeurs de ETA débute à 0 (ajustement parfait) et comprend les valeurs suivantes, par exemple 0,05 (bon ajustement), 0,08 (ajustement passable) et > 0,1 (ajustement inacceptable)⁶⁵.

Nous avons appliqué le test du multiplicateur de Lagrange (ML)⁵⁷ pour simuler l'ajout de pistes potentiellement significatives et la suppression des pistes non significatives ($p > 0,05$). Ce test semblait indiquer une corrélation d'erreurs entre les sous-échelles des questions liées aux variables latentes, de sorte que nous avons considéré que les erreurs liées aux questions pouvaient covarier librement. Nous avons évalué l'intensité des associations représentées par les estimations normalisées des pistes selon le critère de Cohen (1992)⁶⁶ pour

l'analyse de variance multiple, c'est-à-dire faible = 0,02, moyenne = 0,15 et forte = 0,35. Enfin, nous avons calculé les proportions des effets et les rapports des coefficients de dépendance normalisés au moyen d'un tableur pour faciliter les comparaisons.

Résultats

Le tableau 1 donne les caractéristiques socio-démographiques de la population. On observe proportionnellement plus de travailleurs moins instruits et à faible revenu et proportionnellement plus de jeunes travailleurs dans les catégories inférieures de Pineo.

Le tableau 2 fait ressortir les différences de distribution des variables du modèle entre

TABLEAU 2
Variables explicatives, variables médiatrices et variable de résultat, par strate sexe-profession*

Variables (intervalle de valeurs)	Femmes		Hommes	
	Pineo – catégories inférieures Moyenne (é.t.)‡	Pineo – catégories supérieures Moyenne (é.t.)	Pineo – catégories inférieures Moyenne (é.t.)	Pineo – catégories supérieures Moyenne (é.t.)
Variables explicatives				
<i>Facteurs de stress professionnel</i>				
Exigences psychologiques (0–8)	4,48 (1,78)	5,26 (1,77)	4,31 (1,77)	5,04 (1,81)
Absence de latitude de décision (0–20)	9,17 (3,25)	6,01 (2,74)	8,03 (3,34)	5,34 (2,75)
Absence de soutien (0–12)	3,98 (2,12)	4,05 (2,11)	3,97 (2,05)	4,07 (2,08)
Risque de perdre son emploi (0–4)	1,40 (1,13)	1,40 (1,22)	1,38 (1,15)	1,26 (1,15)
<i>Facteurs de stress personnel</i>				
Facteurs de stress chronique (0–14)	3,50 (2,60)	3,12 (2,40)	3,11 (2,46)	2,67 (2,16)
Événements récents (0–8)	0,72 (1,07)	0,66 (0,99)	0,65 (1,02)	0,55 (0,89)
Variables médiatrices				
Estime de soi (0–24)	19,96 (3,01)	20,77 (2,80)	20,25 (2,78)	20,89 (2,67)
Maîtrise (0–28)	19,49 (4,08)	20,72 (4,16)	19,90 (3,98)	21,12 (3,82)
Variable de résultat				
Détresse (0–24)	3,62 (3,29)	3,12 (2,89)	3,09 (3,04)	2,68 (2,52)

* Des poids de sondage dont la somme est égale à la taille de l'échantillon ont servi au calcul des moyennes et des écarts-types.

‡ é.t. = écart-type.

TABLEAU 3
Indices de validité de l'ajustement du modèle*

	χ^2 (d.l.)	IAC	IVA	IVAC	IFI	ETA (I.C. à 90 %)
Femmes						
<i>Cat. inf. de Pineo (n = 2 438)</i>						
Modèle hypothétique	3 825 (254)	0,799	0,872	0,837	0,799	0,076 (0,074, 0,078)
Modèle final	1 927 (246)	0,905	0,942	0,923	0,905	0,053 (0,051, 0,055)
<i>Cat. sup. de Pineo (n = 1 466)</i>						
Modèle hypothétique	2 387 (254)	0,815	0,877	0,842	0,815	0,076 (0,073, 0,078)
Modèle final	1 071 (243)	0,928	0,945	0,926	0,928	0,048 (0,045, 0,051)
Hommes						
<i>Cat. inf. de Pineo (n = 2 572)</i>						
Modèle hypothétique	3 602 (254)	0,816	0,887	0,855	0,816	0,072 (0,070, 0,074)
Modèle final	1 894 (247)	0,909	0,945	0,927	0,910	0,051 (0,049, 0,053)
<i>Cat. sup. de Pineo (n = 1 496)</i>						
Modèle hypothétique	2 558 (254)	0,784	0,868	0,831	0,785	0,078 (0,075, 0,081)
Modèle final	1 285 (243)	0,902	0,934	0,911	0,903	0,054 (0,051, 0,056)

* χ^2 = chi carré; d.l. = degrés de liberté; IAC = indice d'ajustement comparatif; IVA = indice de validité de l'ajustement; IVAC = indice de validité de l'ajustement corrigé; IFI = indice de Bollen; ETA = erreur-type d'approximation; I.C. = intervalle de confiance.

les quatre strates sexe-profession. Les matrices des covariances des variables étudiées sont trop grandes pour être reproduites ici (25 × 25 pour chaque strate), mais on peut

en obtenir un exemplaire en s'adressant aux auteurs.

Il a fallu apporter des corrections au modèle hypothétique pour améliorer l'ajustement des modèles pour chaque strate (tableau 3).

En plus des corrélations entre les questions, les tests du ML font entrevoir l'ajout d'une piste allant de l'estime de soi à la maîtrise. Tous les modèles finaux donnent un ajustement acceptable selon tous les in-

TABLEAU 4
Coefficients de dépendance normalisés pour les modèles composites de mesure des facteurs de stress, par strate sexe-profession

Piste	Femmes		Hommes	
	Cat. inf. de Pineo	Cat. sup. de Pineo	Cat. inf. de Pineo	Cat. sup. de Pineo
Aux facteurs de stress professionnel				
Exigences psychologiques	-0,178	-0,099	0,015	-0,060
Absence d'influence	0,539	0,909	0,631	0,640
Risque de perdre son emploi	0,322	0,264	0,545	0,396
Absence de soutien	0,630	0,039	0,307	0,419
Aux facteurs de stress personnel				
Stress chronique	0,905	0,940	0,868	0,825
Événements de la vie récents	0,210	0,155	0,288	0,359

regarde les facteurs de stress personnel, le stress chronique est plus important que les événements de la vie récents, mais chaque facteur a des valeurs comparables dans les quatre strates.

En ce qui concerne les pistes structurelles, on note des coefficients de dépendance positifs significatifs (au total) pour la relation entre les facteurs de stress professionnel et les facteurs de stress personnel d'une part et la détresse psychologique d'autre part, et ce pour les quatre modèles de strate (voir le tableau 5). Les effets totaux des facteurs de stress professionnel sont généralement plus faibles (de faible à moyen selon le critère de Cohen) que ceux des facteurs de stress personnel (qui sont tous relativement élevés). Le rapport des effets totaux des facteurs de stress professionnel aux effets totaux des facteurs de stress personnel varie de 0,01 pour les femmes des catégories supérieures de Pineo à 0,33 pour les hommes des mêmes catégories, avec des valeurs intermédiaires pour les femmes (0,20) et les hommes (0,23) des catégories inférieures.

En ce qui concerne les variables médianes, les effets des deux types de facteurs

de stress utilisés, moins de 1 % des résidus normalisés étant supérieurs à 0,2 en valeur absolue.

Selon les modèles composites de mesure, on note une contribution appréciable de l'absence d'influence (toutes les pistes ayant une valeur supérieure à 0,5) et du risque de perdre son emploi (valeurs allant de 0,264 à 0,545) du côté des facteurs de stress professionnel. Très curieusement, les exigences psychologiques ont un rapport

négligeable avec les facteurs de stress professionnel, sauf pour les hommes des catégories inférieures de Pineo, mais ces valeurs sont plutôt faibles. L'intensité des rapports varie entre les strates sexe-profession, notamment en ce qui concerne l'absence de soutien social en milieu de travail : de 0,039 pour les femmes des catégories supérieures de Pineo à 0,630 chez les femmes des catégories inférieures, avec des valeurs intermédiaires pour les hommes. En ce qui

TABLEAU 5
Effets (directs, indirects et totaux) normalisés pour les pistes structurelles du modèle, par strate sexe-profession*

Pistes	Femmes						Hommes					
	Cat. inf. de Pineo			Cat. sup. de Pineo			Cat. inf. de Pineo			Cat. sup. de Pineo		
	Directs	Indirects	Totaux*	Directs	Indirects	Totaux*	Directs	Indirects	Totaux*	Directs	Indirects	Totaux*
Facteurs de stress profess. à												
Maîtrise	-0,144	-0,056	-0,200	-0,156	-0,108	-0,264	-0,180	-0,076	-0,257	-0,236	-0,177	-0,413
Estime de soi	-0,188	—	-0,188	-0,242	—	-0,242	-0,243	—	-0,243	-0,338	—	-0,338
Détresse	—	0,100	0,100	-0,123	0,127	0,004	—	0,122	0,122	—	0,153	0,153
Facteurs de stress pers. à												
Maîtrise	-0,453	-0,021	-0,474	-0,258	-0,101	-0,359	-0,408	—	-0,408	-0,221	—	-0,221
Estime de soi	—	-0,070	-0,070	-0,227	—	-0,227	—	—	—	—	—	—
Détresse	0,274	0,236	0,510	0,361	0,153	0,514	0,323	0,193	0,536	0,430	0,032	0,462
Maîtrise à												
Détresse	-0,499	—	-0,499	-0,304	—	-0,304	-0,474	—	-0,474	-0,147	—	-0,147
Estime de soi à												
Maîtrise	0,298	—	0,298	0,446	—	0,446	0,315	—	0,315	0,523	—	0,523
Détresse	—	—	—	-0,194	-0,135	-0,330	—	-0,149	-0,149	-0,274	-0,077	-0,351

* totaux = directs + indirects

— indique une piste (ou relation) non significative, $p > 0,05$

de stress sont généralement négatifs ou inexistantes, les effets sur la maîtrise étant systématiquement plus élevés que les effets sur l'estime de soi. Tous les effets des facteurs de stress professionnel sur la détresse sont indirects, c'est-à-dire que la maîtrise et l'estime de soi agissent comme variables médiatrices. À l'inverse, la majorité des effets des facteurs de stress personnel sur la détresse sont directs : le rapport des effets indirects aux effets totaux varie de 0,54 pour les femmes des catégories inférieures de Pineo à 0,93 pour les hommes des catégories supérieures, avec des valeurs intermédiaires pour les hommes des catégories inférieures (0,60) et les femmes des catégories supérieures (0,70).

Analyse

Notre analyse révèle un lien entre les facteurs de stress professionnel et le niveau de détresse psychologique chez les travailleurs canadiens en général. Les résultats de notre analyse sont conformes à ceux rapportés dans les ouvrages spécialisés, qui révèlent l'existence d'une relation entre les facteurs de stress professionnel en général, et les exigences de l'emploi et l'absence d'influence en particulier, et l'état de santé mentale^{31,51}. Les rapports entre les facteurs de stress professionnel et la détresse sont modulés presque entièrement par la maîtrise et l'estime de soi. D'un point de vue analytique, ces résultats confirment l'utilité d'introduire des variables médiatrices entre les facteurs de stress au travail (prédicteurs) et la détresse psychologique (variable de résultat), au lieu d'examiner des associations multiples distinctes entre les variables explicatives probables, les variables médiatrices et les variables de résultat à l'intérieur d'une structure mal définie, ce qui peut mener à l'observation de relations «insignifiantes»⁶⁷. D'un point de vue pratique, nos résultats semblent indiquer que les programmes de ressources humaines qui visent à atténuer les facteurs de stress professionnel ou à développer l'estime de soi ou la maîtrise au travail peuvent avoir des effets comparables sur la détresse.

La similitude des valeurs des pistes structurelles pour les hommes et les femmes tend à confirmer l'idée que les caractéristiques et les aspects dynamiques du rapport

entre les facteurs de stress professionnel et la santé mentale sont similaires pour les femmes et les hommes^{28,29}. La majorité des pistes structurelles ont des valeurs comparables pour différentes catégories de professions, ce qui est conforme aux observations rapportées dans d'autres ouvrages sur le stress professionnel³¹. En définissant les facteurs de stress professionnel sous forme de variable composite, nous avons pu montrer que la contribution des diverses mesures utilisées varie d'une strate à l'autre. Les pistes venant du facteur absence d'influence sont celles qui ont la plus forte valeur, ce qui confirme l'importance de l'influence ou de la latitude de décision comme prédicteurs de l'état de santé découlant des rapports hiérarchiques au travail⁶⁸. Toutefois, la valeur de ces pistes varie, notamment entre les catégories de professions pour les femmes, ce qui indique des variations dans la signification ou dans les conditions, conformément aux observations des concepteurs d'échelles d'évaluation⁴¹. Le risque de perdre son emploi est le deuxième facteur en importance, ce qui confirme l'incidence considérable que peut avoir sur la santé l'incertitude du marché du travail⁶⁹. Fait particulièrement intéressant, l'absence de soutien social en milieu de travail est le facteur le plus important pour les femmes des catégories inférieures de Pineo et la valeur pour cette strate est la plus élevée. La valeur négative observée étrangement pour le facteur exigences psychologiques dans trois strates indique peut-être jusqu'à quel point la version abrégée du JCQ empêche de mesurer convenablement la part de chaque facteur de stress professionnel dans le construit composite à effet latent.

Malheureusement, il se peut que le calcul inexact des mesures qui entrent dans la composition des facteurs de stress professionnel ait réduit la valeur des coefficients de dépendance pour les pistes reliant les facteurs de stress professionnel aux variables médiatrices et à la détresse psychologique. Le compromis résultant des discussions qui visaient à inclure des questions sur les facteurs de stress professionnel dans le questionnaire des enquêtes nationales (un nombre réduit de questions *versus* aucune question) n'est que trop apparent ici. Sans des questions de ce genre,

il ne serait pas possible de se livrer à des analyses comme celle présentée dans ce rapport, mais si les questions sont trop peu nombreuses, on risque de sous-estimer l'effet des facteurs de stress professionnel par rapport à celui des facteurs de stress personnel. En outre, le problème de la sous-estimation est amplifié par d'autres problèmes de mesure. En effet, les sources de stress liées aux changements au travail et à l'avancement au sein de l'organisation peuvent être assimilées aux événements de la vie récents, qui font partie des facteurs de stress personnel. De plus, les facteurs de stress personnel peuvent être observés sur une plus grande partie de la période de vie, tandis qu'il est impossible d'obtenir des données cumulées comparatives sur les facteurs de stress professionnel pour l'ensemble de la vie active. Ce serait possible si l'on disposait des antécédents de travail, auxquels seraient imputés des scores tirés des matrices des possibilités d'expérience du milieu de travail construites avec des données agrégées, comme dans les études de cohortes⁷⁰.

Les données de l'ENSP comportent d'autres lacunes. En effet, on ne sait rien de l'interaction travail-famille ou du conflit qui peut exister entre les deux dimensions⁷¹, malgré que l'on en ait démontré les effets sur la santé mentale⁷² et que l'on en reconnaisse l'importance grandissante⁷³. Par ailleurs, d'autres formulations du rapport entre les facteurs de stress et la santé mentale peuvent remettre en cause nos analyses. Certains modèles posent que l'évaluation des facteurs de stress dépend des niveaux des symptômes psychologiques⁷⁴ ou des évaluations des facteurs fondamentaux (p. ex., estime de soi), en tant que déterminants de la satisfaction de vivre et de la satisfaction au travail³. Si l'on ne dispose pas de données corroborantes sur les évaluations des facteurs de stress qui sont faites avec le concours d'autres personnes que les travailleurs^{75,76}, il est difficile de rejeter ces autres formulations. Du point de vue conceptuel, il est intéressant de souligner l'existence d'approches théoriques qui rendent plus probable la remise en question de l'évaluation de l'estime de soi ou d'autres facteurs fondamentaux par les facteurs de stress, ce qui fait de ceux-là des variables de résultat plutôt que des vari-

ables explicatives²⁶. Par conséquent, nous devons nuancer nos propos sur la capacité de notre analyse à expliquer les déterminants de la santé mentale⁶⁷, puisque l'ensemble de données dont nous disposons ne fournit pas de mesures exactes, calculées individuellement, et ne définit pas non plus des relations temporelles claires (c.-à-d. non transversales), pourtant nécessaires à la construction de diagrammes de cause à effet fondés sur des contrastes épidémiologiques classiques⁷⁷.

On doit poursuivre la recherche sur les facteurs de stress professionnel et la santé mentale pour approfondir les construits d'évaluation et savoir appliquer des techniques de modélisation qui intègrent les composantes de mesure et les composantes structurelles, comme le proposent Hurrell et coll. (1998)²⁰. Entre temps, on mettra en application les résultats de la recherche en santé afin de réduire le niveau des facteurs de stress professionnel, notamment en faisant la promotion d'une «bonne» organisation du travail⁷⁸ ou d'un «milieu de travail sain»⁷⁹. La présente analyse sera utile aux professionnels de la santé mentale, aux représentants des milieux de travail et aux responsables de l'action gouvernementale qui travaillent à réduire le niveau des facteurs de stress professionnel en s'inspirant des ouvrages sur le contrôle du stress au travail⁸⁰⁻⁸² et elle viendra soutenir aussi les campagnes de promotion de la santé actuelles, tout cela dans le but de modifier les déterminants de la santé⁸³.

Remerciements

Ce projet a été parrainé par l'Institut de recherche sur le travail et la santé. L'Institut, qui est un organisme de recherche indépendant sans but lucratif, est subventionné par la Commission de la sécurité professionnelle et de l'assurance contre les accidents du travail de l'Ontario. Il a reçu une aide financière de Santé Canada dans le cadre du PNRDS (subvention n° 6606-6406).

Références

- Shilling S, Brackbill RM. Occupational health and safety risks and potential health consequences perceived by U.S. workers, *Public Health Rep*, 1987, 102, pp. 36-46.
- Kalimo R, El-Batawi MA, Cooper GL. *Les facteurs psychosociaux en milieu de travail et leurs rapports à la santé*. Genève, Organisation mondiale de la Santé, 1988.
- Judge TA, Locke EA, Durham CC, Kluger AN. Dispositional effects on job and life satisfaction: the role of core evaluations, *J Appl Psychol*, 1998, 83(1), pp. 17-34.
- Phelan J, Schwartz JE, Bromet EJ, Dew MA, Parkinson DK, Schulberg et coll. Work stress, family stress and depression in professional and managerial employees, *Psychol Med*, 1991, 21, pp. 999-1012.
- Frone MR, Russell M Cooper ML. Antecedents and outcomes of work-family conflict: testing a model of the work-family interface, *J Appl Psychol*, 1992, 77(1), pp. 63-78.
- Lai G. «Work and family roles and psychological well-being in urban China», *J Health Soc Behav*, 1995, 36, pp. 11-37.
- Pugliesi K. Work and well-being: gender differences in the psychological consequences of employment, *J Health Soc Behav*, 1995, 36, pp. 57-71.
- Hendrix WH, Summers TP, Leap TL, Steel RP. Antecedents and organizational effectiveness outcomes of employee stress and health, dans Crandal R, Perrew PL. (dir.), *Occupational stress: a handbook*, Washington (DC), Taylor & Francis, 1995, pp. 73-92.
- Vermeulen M, Mustard C. Gender differences in job strain, social support at work and psychological distress, *J Occup Health Psychol*, 2000, 5(4), pp. 428-440.
- Muntaner C, O'Campo PJ. A critical appraisal of the demand/control model of the psychosocial work environment: epistemological, social, behavioral and class considerations, *Soc Sci Med*, 1993, 36(11), pp. 1509-1517.
- Beaudet MP. Dépression, *Rapports sur la santé*, 1995, vol. 7, n° 4, pp. 11-24.
- Wade TJ, Cairney J. Age and depression in a nationally representative sample of Canadians: a preliminary look at the National Population Health Survey, *Revue canadienne de santé publique*, 1997, 88(5), pp. 297-302.
- Patten SB. Évaluation pratique de la forme abrégée pour la dépression majeure du Composite International Diagnostic Interview auprès d'échantillons de sujets communautaires et de sujets cliniques, *Maladies chroniques au Canada*, 1997, 18(3), pp. 109-112.
- Wilkins K, Beaudet MP. Le stress au travail, *Rapports sur la santé*, 1998, 10(3), pp. 47-62.
- Cole DC, Ibrahim SA, Shannon HS, Scott F, Eyles J, Goel V. *Job strain, job satisfaction and emotional distress among Canadian workers: a gender analysis of the 1994 National Population Health Survey*. PREMUS-ISEOH'98, Helsinki, Finlande, 1998a.
- Cole DC, Ibrahim SA, Shannon HS, Scott F, Eyles J, Goel V. *Job demand/control, work factors and depressive episodes among Canadian workers: a gender analysis of the 1994 National Population Health Survey (NPHS)*. 1st International ICOH Conference on Psychosocial Factors at Work, Copenhagen, Danemark, 1998b.
- Hoyle RH, Smith GT. Formulating clinical research hypotheses as structural equation models: a conceptual overview, *J Consult Clin Psychol*, 1994, 62(3), pp. 429-440.
- Warr P. Study of psychological well-being, *Br J Psychol*, 1978, 69, pp. 111-121.
- Karasek R, Theorell T. *Healthy Work: stress, productivity and the reconstruction of working life*. New York (NY), Basic Books, 1990.
- Hurrell JJ, Nelson DL, Simmons BL. Measuring job stressors and strains: where we have been, where we are, and where we need to go, *J Occup Health Psychol*, 1998, 3(4), pp. 368-389.
- Turner RJ, Wheaton B, Lloyd D. The epidemiology of social stress, *American Sociological Review*, 1995, 60, pp. 104-125.
- Kaplan GW, Roberts RE, Camacho TC, Coyne JC. Psychosocial predictors of depression. Prospective evidence from the Human Population Laboratory Studies, *Am J Epidemiol*, 1987, 125, pp. 206-220.
- Kelloway EK, Barling J. Job characteristics, role stress and mental health, *J Occup Psychol*, 1991, 64, pp. 291-304.
- Jex SM, Elacqua TC. Self esteem as a moderator: a comparison of global and organization-based measures, *J Occup Psychol*, 1999, 72, pp. 71-81.
- Locke EA, McClear K, Knight D. Self-esteem and work, *Int Rev Industrial and Organizational Psychology*, 1996, 11, pp. 1-32.
- Pearlin LI. Roles strains and personal stress, dans Kaplin HB. (dir.) *Psychosocial Stress: Trends in Theory and Research*,

- Orlando (FLA), Academic Press, Harcourt Brace Jovanovich Pubs., 1983, pp. 3–32.
27. Fenwick R, Tausig M. The macroeconomic context of job stress, *J Health Soc Behav*, 1994, 5, pp. 266–282.
 28. Barnett RC, Marshall NL, Raudenbush SW, Brennan RT. Gender and the relationship between job experiences and psychological distress: a study of dual-earner couples, *J Pers Soc Psychol*, 1993, 64, pp. 794–806.
 29. Schwartzberg NS, Dytell RS. Dual-earner families: the importance of work stress and family stress for psychological well-being, *J Occup Health Psychol*, 1996, 1(2), pp. 211–223.
 30. Roxborough S. Gender differences in work and well-being: effects of exposure and vulnerability, *J Health Soc Behav*, 1996, 37, pp. 6265–6277.
 31. Niedhammer I, Goldberg M, Leclerc A, Bugel I, David S. Psychosocial factors at work and subsequent depressive symptoms in the Gazel cohort, *Scand J Work Environ Health*, 1998, 24(3), pp. 197–205.
 32. Stansfeld SA, Fuhrer R, Head J, Ferrie J, Shipley M. Work and psychiatric disorder in the Whitehall II Study, *J Psychosom Res*, 1997, 43(1), pp. 73–81.
 33. Stephens T, Dulberg C, Joubert N. La santé mentale de la population canadienne : une analyse exhaustive, *Maladies chroniques au Canada*, 1999, 20(3), pp. 118–126.
 34. Mergler D. Adjusting for gender differences in occupational health status, dans Messing K, Neis B, Dumais L (dir.). *Invisible : la santé des travailleuses*, Charlotte-town (Î.-P.-É.), Gynergy Books, 1995, pp. 236–251.
 35. Kilbom Å, Messing K, Thorbjörnsson CB. *Women's health at work*, dans Kilbom Å, Messing K, Thorbjörnsson CB (dir.). Solna, Suède, National Institute of Working Life, 1998.
 36. Tambay JL, Catlin G. Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population, *Rapports sur la santé*, 1995, 7(1), pp. 29–38.
 37. Hood SC, Beaudet MP, Catlin G. La santé : une question d'attitude, *Rapports sur la santé*, 1995, vol. 7, n° 4, pp. 25–32.
 38. Statistique Canada, Division de la statistique sur la santé. *Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995, Fichiers de microdonnées à grande diffusion*. Ottawa (Ontario), 1995, n° 82-F0001XCB.
 39. Pineo PC. *Revisions of the Pineo-Porter-McRoberts socioeconomic classification of occupations for the 1981 census*. Program for Quantitative Studies in Economics and Population (QSEP), Faculty of Social Sciences, McMaster University. QSEP Research Report No. 125, Hamilton (Ontario), 1985, 17 pp.
 40. Karasek R. et coll. *Job Content Instrument Questionnaire and User's Guide*, 1985.
 41. Karasek R, Brisson C, Kawakami N, Houtman I, Bongers P, Amick B. The Job Content Questionnaire (JCQ): an instrument for internationally comparative assessments of psychosocial job characteristics, *J Occup Health Psychol*, 1998, 3(4), pp. 322–355.
 42. Pearlin LI. The sociological study of stress, *J Health Soc Behav*, 1989, 30, pp. 241–256.
 43. Wheaton B. *Chronic Stress: models and measurement*. Paper presented at meeting of the Society for the Study of Social Problems, Cincinnati (OH), 1991. Cité dans Wheaton B. (1994).
 44. Dohrenwend BS, Krasnoff L, Askenasy AR, Dohrenwend BP. Exemplification of a method for scaling life events: The PERI Life Events Scale, *J Health Soc Behav*, 1976, 19, pp. 205–229.
 45. Avison WR, Turner RJ. Stressful life events and depressive symptoms: Desegregating the effects of chronic stress and eventful stressors, *J Health Soc Behav*, 1988, 29, pp. 253–264.
 46. Turner RJ, Avison WR. Innovations in the measurement of life stress: Crisis theory and the significance of event resolution, *J Health Soc Behav*, 1992, 33, pp. 36–51.
 47. Rosenberg M. *Society and the adolescent self-image*. Princeton (N.J), É.-U., Princeton University Press, 1965.
 48. Pearlin LI, Lieberman MA, Menaghan EG, Mullan JT. (1981). The stress process, *J Health Soc Behav*, 1981, 2, pp. 237–356.
 49. Fletcher BC, Jones F. A refutation of Karasek's demand-discretion model of occupational stress with a range of dependent measures, *J Organiz Behav*, 1993, 14, pp. 319–330.
 50. Karasek RA, Triantis KP, Chaudrhy SS. Co-worker and supervisor support as moderators of associations between task characteristics and mental strain, *J Occup Behav*, 1982, 3, pp. 181–200.
 51. Bourbonnais R, Brisson C, Moisan J, Vézina M. Job strain and psychological distress in white-collar workers, *Scand J Work Environ Health*, 1996, 22, pp. 139–145.
 52. Amick B, Kawachi I, Coakley EH, Lerner D, Levine S, Colditz GA. Relationship of job strain and iso-strain to health status in a cohort of women in the United States, *Scand J Work Environ Health*, 1998, 24(1), pp. 54–61.
 53. Bollen K, Lennox R. Conventional wisdom on measurement: a structural equation perspective, *Psychol Bull*, 1991, 1110(2), pp. 305–314.
 54. MacCallum RC, Browne MW. The use of causal indicators in covariance structural models: some practical issues, *Psychol Bull*, 1993, 114, pp. 533–541.
 55. Cohen P, Cohen J, Teresi J, Marchi M, Velez CN. Problems in the measurement of latent variables in structural equations causal models, *Applied Psychological Measurement*, 1990, 14(2), pp. 183–196.
 56. Edwards JR, Bagozzi RP. On the nature and direction of relationships between constructs and measures, *Psychological Methods*, 2000, 5(2), pp. 155–174.
 57. Bentler PM. *EQS structural equations program manual*. Encino (CA), Multivariate Software Inc., 1995.
 58. Kaplan D, Ferguson AJ. On the utilization of sample weights in latent variable models, *Structural Equation Modeling*, 1999, 6, pp. 305–321.
 59. SAS Institute Inc. *SAS/STAT User's Guide, Version 6*. SAS Institute Inc., Cary (NC), 1990.
 60. Byrne BM. *Structural equation modeling with EQS and EQS/Windows: basic concepts, applications, and programming*. Thousand Oaks (CA), Sage, 1994.
 61. Hu LT, Bentler PM. Evaluating model fit, dans Hoyle RH (dir.). *Structural equation modeling: Concepts, issues and applications*, Newbury Park (CA), Sage, 1995, pp. 76–99.
 62. Chou CP, Bentler PM. Estimates and tests of fit in structural equation modeling, dans Hoyle RH (dir.). *Structural equation modeling: Concepts, issues and applications*, Newbury Park (CA), Sage, 1995, pp. 37–55.

63. Fan X, Thompson B, Wang L. Effects of sample size and model specification on structural equation modeling fit indexes, *Structural Equation Modeling*, 1999, 6, pp. 56–83.
64. West SG, Finch JF, Curran PJ. Structural equation models with non-normal variables. Problems and Remedies, dans Hoyle RH (dir.). *Structural equation modeling: Concepts, issues and applications*, Newbury Park (CA), Sage, 1995, pp. 56–75.
65. Browne MW, Cudeck R. Testing structural equation models, dans Bollen KA, Long JS (dir.). *Alternative ways of assessing model fit*, Newbury Park (CA), Sage, 1993, pp. 136–162.
66. Cohen J. A power primer, *Psychol Bull*, 1992, 112, pp. 155–159.
67. Kasl SV. Measuring job stressors and studying the health impact of the work environment: an epidemiologic commentary, *J Occup Health Psychol*, 1998, 3(4), pp. 390–401.
68. Bosma H, Marmot MG, Hemingway H, Nicholson AC, Brunner E, Stansfeld SA. Low job control and risk of coronary heart disease in Whitehall II (prospective cohort) study, *Br Med J*, 1997, 314(7080), pp. 558–565.
69. Lavis J, Amick B. Labour markets and health: a framework and set of applications, dans Tarlov A (dir.). *Health and its determinants*, New York (NY), Free Press, 1999.
70. Johnson J, Stewart W, Fredlund P, Hall EM, Theorell T. *Stress Research Reports: psychosocial job exposure matrix: an occupational aggregated attribution system for work environment exposure characteristics*. National Institute for WHO Psychosocial Centre, Stockholm, Suède, 1990.
71. Frone MR, Russell M, Barnes GM. Work-family conflict, gender and health-related outcomes: a study of employed parents in two community samples, *J Occup Health Psychol*, 1996, 1(1), pp. 57–69.
72. Bolger N, DeLongis A, Kessler RC, Wetherington E. The contagion of stress across multiple roles, *J Marriage and the Family*, 1989, 51, pp. 175–183.
73. Westman M, Piotrkowski CS. Introduction to the special issue: work-family research in occupational health psychology, *J Occup Health Psychol*, 1999, 4(4), pp. 301–306.
74. Daniels K, Guppy A. Stressors, locus of control, and social support as consequences of affective psychological well-being, *J Occup Health Psychol*, 1997, 2(2), pp. 156–174.
75. Spector PE, Fox S, Van Katwyk PT. The role of negative affectivity in employee reactions to job characteristics: bias effect or substantive effect, *J Occup Organiz Psychol*, 1999, 72, pp. 205–218.
76. Ostry AS, Marion S, Green L, Demers P, Hertzman C. *Reliability and validity of two "expert" methods for measuring psychosocial job strain*. Institute for Work & Health Working Paper #107. Toronto, Institut de recherche sur le travail et la santé, 2000, 17 p.
77. Greenland S, Pearl J, Robins JM. Causal diagrams in epidemiological research, *Epidemiology*, 1999, 10(1), pp. 37–48.
78. Lindstöm K. Psychosocial criteria for good work organization, *Scand J Work Environment Health*, 1994, 20, pp. 123–133.
79. Robson LS, Polanyi MF, Kerr MS, Shannon HS, Eakin J, Brooker A-S et coll. What is a 'healthy workplace?', dans Vink P, Koningsveld EAP, Dhondt S (dir.). *Proceedings from Human Factors in Organizational Design and Management*, North-Holland, Elsevier Science, 1998, pp. 539–544.
80. Johnson JV, Johansson G (dir.). *The psychosocial work environment: work organization, democratization and health*, Amityville, Baywood Publishing Company Inc., 1991.
81. Karase, R. Stress prevention through work reorganization: a summary of 19 international case studies, *ILO Conditions of Work Digest*, 1992, 11(2), pp. 23–42.
82. Hepburn CG, Loughlin CA, Barling J. Coping with chronic work stress, dans Gottlieb BH (dir.). *Coping with chronic stress*, New York (NY), Plenum Press, 1997, pp. 343–366.
83. Santé Canada : Partenariat sur les déterminants de la santé. *Tisser des liens : la santé, c'est une affaire communautaire (affiches/campagne)*. Éditions du Gouvernement du Canada, 1999. ■

Comparaison de l'état de santé de la population dans de petites régions : applications possibles pour les décideurs et défis pour les chercheurs

Paul J Veugelers et Shane Hornibrook

Résumé

Un des défis qui se pose aux chercheurs est de présenter leurs résultats de manière à répondre aux besoins des responsables de la politique sanitaire. Les cartes de l'espérance de vie dans les petites régions peuvent constituer une solution intéressante. Dans cette étude, nos comparaisons portent sur des régions infraprovinciales plus petites que cela n'a été le cas dans les études réalisées jusqu'à maintenant à l'échelle de la province. Nous nous sommes penchés sur les écarts de santé à l'intérieur de la province et avons constaté que la municipalité régionale du Cap-Breton et le quartier défavorisé de Halifax, le North End, étaient des secteurs dans lesquels il existe de graves problèmes de santé. Les facteurs socio-économiques (comme le revenu et le chômage) n'expliquent qu'en partie les écarts de santé observés. Notre étude montre par ailleurs qu'il est possible de comparer de petites régions, à savoir des subdivisions de recensement unifiées et des quartiers. Cela dit, les chercheurs auront à résoudre diverses difficultés méthodologiques, dont voici les plus importantes : les méthodes d'attribution, comme celles utilisées dans le Fichier de conversion des codes postaux, sont une source importante d'erreur; l'application des méthodes de lissage spatial appropriées est indispensable à l'interprétation des écarts régionaux de santé; et la migration des personnes de santé fragile vers les maisons de soins infirmiers influe sur les variations géographiques de la santé.

Mots clés : analyse multiniveau; espérance de vie; facteurs socio-économiques; inégalités devant la santé; maladies chroniques; méthodes bayésiennes; politique sanitaire; représentation cartographique de la maladie; statistiques spatiales

Introduction

Les inégalités devant la santé constituent un important problème de santé publique¹. Ces inégalités s'observent dans quantité de sous-secteurs géographiques et de sous-catégories socio-économiques^{2,3}. Pour les autorités responsables de la politique sanitaire, la planification et la priorisation des mesures de prévention et d'intervention passe impérativement par l'identification de ces inégalités. Le gouvernement néo-écossais soulève la question des inégalités devant la santé dans son plan de politique : (traduction libre) «l'équité envers les régions

et les gens» et «la région où vivent les gens ne doit plus déterminer ce qu'ils peuvent devenir»⁴. Ainsi, en vertu du principe d'équité, les gens ont droit à la santé, quelle que soit la région dans laquelle ils vivent. Et pour que le principe d'équité soit respecté, il faut que les inégalités devant la santé soient suivies, puis décrites de manière à être comprises par les décideurs.

Les responsables de la politique sanitaire ne sont pas forcément épidémiologistes ou statisticiens de formation et ils peuvent ne pas comprendre parfaitement les résultats que leur présentent les chercheurs. Les

chercheurs doivent donc s'employer à présenter leurs résultats de manière à répondre aux besoins des décideurs^{5,6}. Différents chercheurs ont recours à une représentation cartographique en couleurs pour illustrer les résultats de leurs travaux sur les écarts de santé et de mortalité⁷⁻⁹. L'interprétation des couleurs représentées sera d'autant plus aisée que ces dernières seront associées à une mesure facile à comprendre, par exemple, l'espérance de vie à la naissance, plutôt que le taux comparatif de mortalité.

Jusqu'à maintenant, l'unité géographique utilisée dans les comparaisons géographiques de la santé a toujours été un pays, une province ou un État¹⁰. Ces comparaisons ne permettent sans doute pas d'isoler les problèmes de santé qui peuvent exister dans de plus petites régions et elles revêtent donc peu d'intérêt pour les autorités responsables de la politique sanitaire dans les petites régions^{11,12}. C'est pour cette raison qu'au cours des dernières décennies, de plus en plus d'études ont été faites sur les inégalités devant la santé dans les petites régions^{8,10-12}. La réalisation de telles études a été favorisée par les progrès dans le domaine de l'informatique, des systèmes d'information géographique et des méthodes statistiques^{8,10,13,14}, mais est entravée par la difficulté d'établir des chiffres de population fiables^{8,15}. De plus, le biais écologique associé à la migration sélective constitue une préoccupation plus importante dans le cas des petites régions du fait que la migration infrarégionale affecte dans une plus large mesure les comparaisons entre petites régions que les comparaisons interrégionales¹⁶. Par exemple, les maisons de soins infirmiers accueillent des personnes de santé

Coordonnées des auteurs

Paul J Veugelers et Shane Hornibrook, Département de santé communautaire et d'épidémiologie, Faculté de médecine, Université Dalhousie
Correspondance : Paul J Veugelers, Department of Community Health and Epidemiology, Dalhousie University, 5849 University Avenue, Halifax, Nova Scotia, Canada B3H 4H7; fax : (902) 494-1597; courriel : paul.veugelers@dal.ca

relativement fragile dont l'espérance de vie est plus courte que celle des personnes du même âge vivant de façon autonome. Ainsi, dans le cadre d'études sur les petites régions, les secteurs dans lesquels on trouve des maisons de soins infirmiers seront considérés comme des régions où il existe des problèmes de santé. Par contre, ce biais écologique n'affectera pas les comparaisons interprovinciales puisque toutes les provinces ont des maisons de soins infirmiers pour personnes âgées.

Dans cette étude, nous nous sommes efforcés de présenter des données démographiques sous une forme accessible aux responsables de la politique sanitaire, à savoir des cartes de l'espérance de vie dans les petites régions. Nos comparaisons portent sur des régions infraprovinciales plus petites que cela n'a été le cas dans les études réalisées jusqu'à maintenant à l'échelle provinciale. Nous nous sommes penchés sur l'importance de divers facteurs socio-économiques et de la migration sélective vers des maisons de soins infirmiers. En outre, nous décrivons les considérations dont nous avons tenu compte et les choix que nous avons faits quant aux sources de données, aux unités géographiques fonctionnelles, aux sources d'erreur et aux méthodes statistiques. Ces précisions sont indispensables pour comprendre les autres études sur les petites régions que nous nous proposons de réaliser et elles seront utiles aux chercheurs qui voudraient faire des comparaisons de petites régions ailleurs au Canada.

Méthodes

Secteurs géographiques

La Nouvelle-Écosse comprend neuf bureaux de santé publique, 18 comtés, 52 subdivisions de recensement unifiées, 110 subdivisions de recensement, 1 511 secteurs de dénombrement fédéraux et 18 864 codes postaux. Les subdivisions de recensement comprennent des villes, des municipalités, des villages, des districts municipaux et des subdivisions de comtés¹⁷. Une subdivision de recensement unifiée est un groupe de subdivisions de recensement adjacentes réunissant de petites subdivisions de recensement plutôt urbaines (villes, villages, etc.) et une plus grande subdivision

de recensement plutôt rurale (districts municipaux et subdivisions de comtés)¹⁷. Une subdivision de recensement unifiée est une unité fonctionnelle : les résidents ruraux ont souvent leur boîte aux lettres dans une collectivité voisine. Leur code postal correspond donc à l'endroit où est située leur boîte aux lettres, pas à leur lieu de résidence, d'où les erreurs de classement de la population si l'on se fonde sur une unité géographique plus petite que la subdivision de recensement unifiée¹⁸. De plus, diverses études ont montré que le codage manuel du lieu de résidence donnait lieu à un surdénombrement de la population des villes et à un sous-dénombrement de la population des régions périphériques¹⁹. Aussi, pour les raisons ci-dessus, nous avons retenu la subdivision de recensement unifiée comme unité de comparaison pour les secteurs non urbains. Pour ce qui est des deux régions urbaines, la région métropolitaine de Halifax et la municipalité régionale du Cap-Breton, elles ont été divisées en secteurs ne comprenant pas plus de 50 000 résidents. La région métropolitaine de Halifax a été découpée en groupant les secteurs de dénombrement en 11 quartiers, alors que la municipalité régionale du Cap-Breton l'a été en groupant les secteurs de dénombrement en quatre secteurs essentiellement délimités par des frontières naturelles (cours d'eau et lacs). En tout, 64 secteurs sur mesure ont été établis, chacun ayant un chiffre de population se situant entre 2 500 et 41 000 habitants (voir l'annexe). La Nouvelle-Écosse compte quelque 940 000 habitants.

Espérance de vie et écarts d'espérance de vie

Nous présentons l'espérance de vie dans chacun des 64 secteurs étudiés. L'espérance de vie est une mesure de l'état de santé qui est facile à comprendre. C'est donc une mesure avec laquelle les responsables de la politique sanitaire se sentiront à l'aise et il convient donc de la retenir, plutôt que d'en utiliser une autre. Nous avons utilisé la méthode de construction des tables du moment de Chiang pour calculer l'espérance de vie à la naissance et l'erreur-type associée à l'erreur d'échantillonnage (ET_{EE})²⁰. Pour calculer l'espérance de vie des hommes et des femmes, nous avons fait la somme de la racine et des décès chez les hommes et

les femmes pris ensemble, et cela afin d'obtenir des estimations plus stables dans les régions ayant de petites populations²¹. Tous les calculs ont été faits pour 20 tranches d'âge (moins d'un an, d'un an à quatre ans, 17 tranches d'âge consécutives de cinq ans chacune, et 90 ans et plus). Les écarts d'espérance de vie correspondent à l'écart entre l'espérance de vie dans les petites régions étudiées et l'espérance de vie moyenne de la population provinciale. Les écarts d'espérance de vie selon la cause de mortalité sont ensuite examinés, à savoir : maladies cardiovasculaires (CIM, 9^e révision, codes 390 à 459), cancer (CIM, 9^e révision, codes 140 à 208), cancer du poumon (CIM, 9^e révision, codes 162 et 163), cancer colorectal (CIM, 9^e révision, codes 153 et 154), cancer du sein (CIM, 9^e révision, code 174) et maladies respiratoires (CIM, 9^e révision, codes 460 à 519). Nos calculs ont été faits à l'aide de méthodes fondées sur la table à extinction multiple, que nous décrivons en détail plus loin dans ce rapport^{22,23}.

Estimations de la population

Pour calculer l'espérance de vie, nous avons besoin d'estimations précises de la population et de la mortalité dans chacun des 64 secteurs. Nous avons examiné trois ensembles de données sur la population : les chiffres de population selon l'âge et le sexe établis par Statistique Canada dans le cadre des recensements de 1986, de 1991 et de 1996; les chiffres de la base de données en ligne de Statistique Canada (CANSIM)²⁴ pour les années 1986, 1991 et 1996; et les chiffres de population de la *Nova Scotia Medical Services Insurance*, établis à partir du fichier des enregistrements à la mi-année pour les années 1996, 1997, 1998 et 1999. Pour l'année 1996, les estimations de la population provinciale totale établies à partir du fichier des enregistrements de la *Medical Services Insurance* étaient supérieures de 0,29 % aux chiffres établis à partir de CANSIM et supérieures de 2,73 % aux chiffres du recensement. Pour compenser la sous-estimation, nous avons redressé les estimations de la population établies à partir des données du recensement pour les années 1986 et 1991, en fonction des données du recensement pour 1996. Nous avons produit des estimations de la taille

de la population selon l'âge et le sexe pour l'année 1990 et les années 1992 à 1995 en appliquant la méthode du spline-cubique aux estimations redressées pour 1986 et 1991 de même qu'aux chiffres de la *Medical Services Insurance* pour les années 1996 à 1999²².

Le Fichier de conversion des codes postaux est un outil logiciel produit par Statistique Canada qui permet aux chercheurs de définir les secteurs de dénombrement en fonction des codes postaux^{18,25}. Quand un code postal couvre plus d'un secteur de dénombrement, le Fichier de conversion en choisit un seul par un processus de randomisation qui tient compte de la taille de la population des secteurs de dénombrement. Dans le cadre de cette étude, nous nous sommes penchés sur les variations qu'entraîne l'attribution du lieu de résidence en fonction du code postal pour chacun des 64 secteurs sur mesure que nous avons établis et sur la mesure dans laquelle cela influe sur les estimations de l'espérance de vie. À cette fin, nous avons repris le processus d'attribution 10 fois et avons calculé l'erreur-type des 10 estimations de l'espérance de vie pour chacun des 64 secteurs étudiés. Les méthodes de répartition reproductibles ne donnent lieu qu'à de faibles erreurs-types.

Estimations de la mortalité

Nous avons obtenu de Statistique Canada, pour les années 1995 à 1999, les estimations de la mortalité selon la cause et selon l'âge et le sexe. Les données géographiques disponibles comprenaient le code postal et les coordonnées géographiques par subdivision de recensement ou par comté. Les codes postaux et les coordonnées géographiques introduisent tous deux une erreur dans la répartition des décès parmi les unités géographiques. Dans le cas des codes postaux, il faut recourir au Fichier de conversion des codes postaux (dont nous avons parlé plus haut). Pour ce qui est des coordonnées géographiques, elles peuvent déborder les frontières d'un secteur ou être manquantes, de sorte qu'il faut procéder à une répartition randomisée. Dans le cadre de notre étude, nous nous sommes penchés sur l'importance de l'erreur obtenue lorsqu'on répartit les décès selon les codes

postaux, les coordonnées géographiques ou les deux à la fois. Nous avons repris la procédure de répartition 10 fois puis avons calculé l'erreur-type des 10 répétitions. Les méthodes de répartition reproductibles ne donnent lieu qu'à de faibles erreurs-types.

Population en établissement

Les pensionnaires de maisons de soins infirmiers ont une santé assez fragile et ont une espérance de vie plus courte que les personnes du même âge vivant de façon autonome. La migration des personnes fragiles d'un secteur ne comportant pas de maison de soins infirmiers vers un secteur comportant un établissement semblable aura pour effet d'accroître l'espérance de vie dans le premier et de la réduire dans le second. Ces migrations sélectives de personnes de santé fragile viennent compliquer la vie des chercheurs qui veulent étudier l'état de santé de la population dans les petites régions et en établir les déterminants¹⁶. Le code postal permet de repérer les décès dans les maisons de soins infirmiers. Nous avons pu déterminer le code postal du logement où vivaient avant leur séjour en maison de soins infirmiers quelque 80 % des personnes décédées dans ces mêmes maisons. Pour illustrer l'importance de ces migrations sélectives, nous avons comparé l'espérance de vie estimée à partir de l'adresse de la maison de soins infirmiers et l'espérance de vie estimée à partir de l'adresse des logements occupés avant séjour en maison de soins infirmiers.

Déterminants de l'état de santé dans les petites régions

Le niveau socio-économique de la population dans les petites régions ainsi que le revenu moyen des ménages et le taux de chômage dans ces dernières ont été examinés en regard de l'espérance de vie. Les données proviennent du recensement du Canada de 1996.

Méthodes statistiques

Nous avons estimé l'espérance de vie et les écarts d'espérance de vie entre les années 1995 et 1999 dans chacun des 64 secteurs étudiés. Ces estimations comportent davantage de fluctuations que nous n'attendions

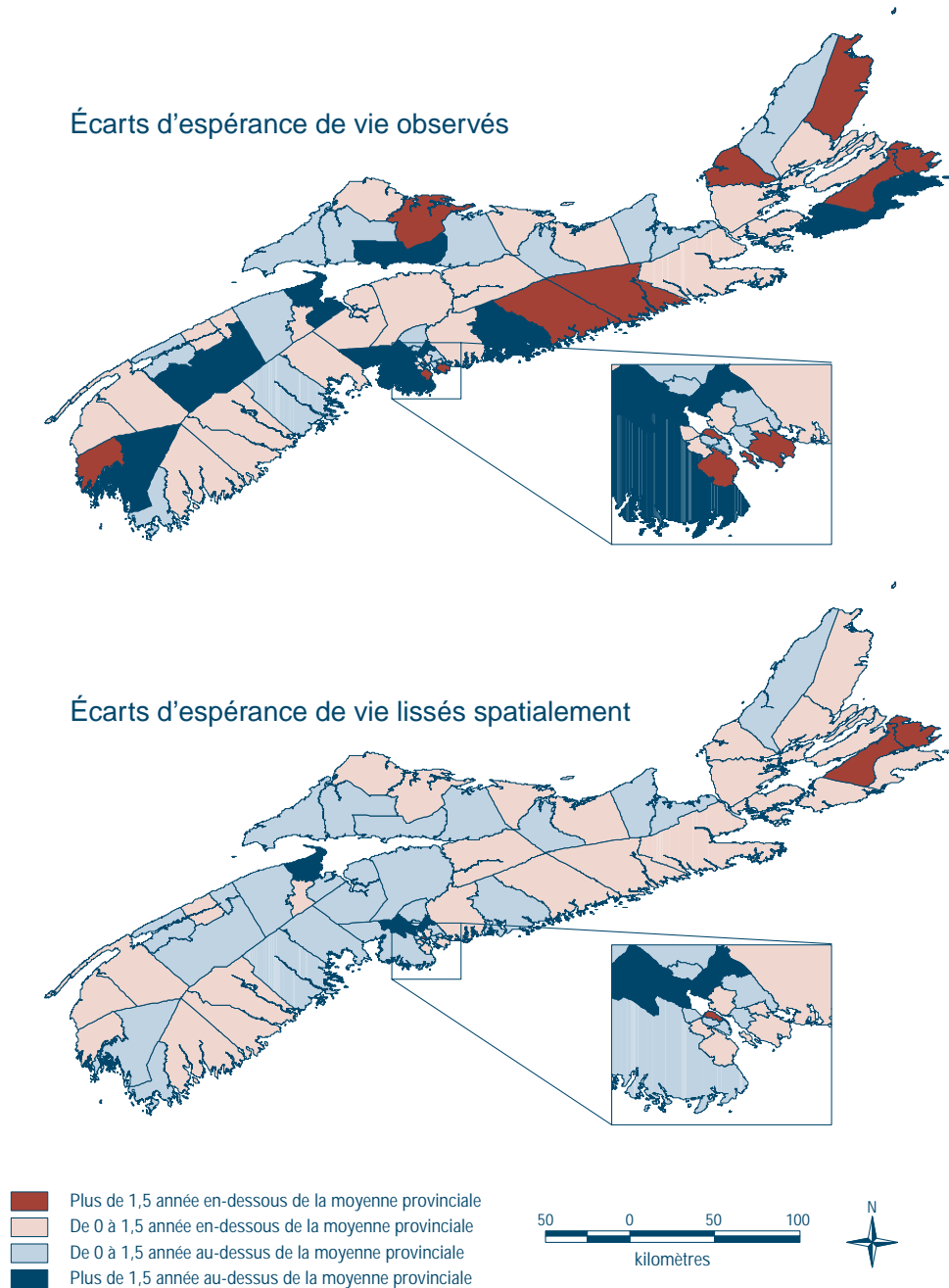
compte tenu de l'erreur d'échantillonnage (dispersion). Il y a deux raisons à cela : le nombre restreint de cas de décès par cause et les différences de taille de la population dans chacun des 64 secteurs^{8,13}. Si l'on ne tient pas compte de la dispersion, on sera à tort porté à conclure qu'il y a variation entre les secteurs et par conséquent, que les estimations des associations avec des covariables, par exemple les caractéristiques socio-économiques réelles, sont instables⁸. Certains chercheurs avancent que le recours à des modèles hiérarchiques bayésiens ou modèles multiniveau constitue une méthode d'analyse appropriée des petites régions⁸. Nous avons donc construit un modèle multiniveau dans lequel les données pour les 64 secteurs étudiés sont réunies à celles des secteurs avoisinants (niveau 1), pour donner des estimations robustes de l'espérance de vie par secteur (niveau 2). Ce modèle nous permet de tenir compte des diverses sources de l'erreur-type décrites ci-dessus. Dans le reste de cette étude, nous appellerons les estimations empiriques bayésiennes générées à l'aide de ce modèle «estimations lissées spatialement».

À l'aide du modèle multiniveau, nous avons considéré les secteurs (niveau 1) à l'intérieur des régions (niveau 2) pour produire des estimations empiriques bayésiennes (lissées spatialement) des variations régionales. Les quatre régions étudiées sont : la partie continentale de la province hors régions métropolitaines; la région métropolitaine de Halifax; l'île du Cap-Breton hors régions métropolitaines, et la municipalité régionale du Cap-Breton (voir l'annexe). Nous nous sommes également servis du modèle multiniveau pour examiner la corrélation entre les caractéristiques socio-économiques, le revenu et le taux de chômage d'une part et l'espérance de vie d'autre part. Les analyses ont été effectuées à l'aide de HLM5 et de S-PLUS 2000.

Résultats

La figure 1 illustre les écarts d'espérance de vie dans les secteurs étudiés — ces écarts sont définis comme la différence entre l'espérance de vie dans un secteur et l'espérance de vie moyenne dans la province : le rouge indique une espérance de vie plus courte, le bleu, une espérance de

FIGURE 1
L'espérance de vie en Nouvelle-Écosse



vie plus longue. Dans certains secteurs, l'espérance de vie est beaucoup plus courte (rouge foncé), alors que dans d'autres, elle est beaucoup plus longue (bleu foncé) (figure 1, partie supérieure). Les espérances de vie sont également données en annexe, ainsi que la taille de la population, le nombre de décès et les différentes sources de l'erreur-type. L'erreur d'échantillonnage

(ET_{EE}) est déterminée par le nombre de résidents et de décès dans chaque groupe d'âge-sexe. En général, les secteurs ayant une population nombreuse sont caractérisés par une faible erreur d'échantillonnage (annexe). L'erreur-type résultant de la méthode de répartition employée pour l'estimation de la taille de la population, ET_{POP} , est négligeable comparativement à

l'erreur d'échantillonnage. Le lecteur trouvera en annexe trois estimations de l'erreur-type associées à trois méthodes de répartition des décès : ET_{M1} (où l'on ne se fonde que sur des coordonnées géographiques) est importante par rapport à ET_{EE} dans les régions urbaines. ET_{M2} (où l'on ne se fonde que sur les codes postaux) est importante, mais plus spécialement en région rurale.

ET_{M3} (où l'on se fonde à la fois sur les codes postaux et les coordonnées géographiques) est dans l'ensemble plus faible que ET_{M1} et ET_{M2}, mais, pour certains secteurs, elle demeure élevée compte tenu de ET_{EE}.

ET_{EE} et ET_{M3} ont été examinées dans le modèle multiniveau utilisé pour produire les estimations lissées spatialement dont nous faisons état en annexe et dans la partie inférieure de la figure 1. Ces estimations lissées permettent de mieux juger de la répartition géographique de l'espérance de vie : la population de l'île du Cap-Breton a une espérance de vie moindre, et à l'intérieur de la municipalité régionale de Halifax, des variations demeurent et elles sont appréciables. Les différences entre les estimations brutes et les estimations lissées spatialement sont souvent importantes dans les secteurs ayant une population peu nombreuse (figure 2 – partie supérieure). Les différences entre les estimations selon qu'on les ait ou non redressées pour tenir compte de la migration sélective vers les maisons de soins infirmiers sont moins importantes et elles ne sont pas aussi clairement associées à la taille de la population du secteur (figure 2 – partie inférieure).

Les écarts d'espérance de vie attribuables aux décès par maladie cardiovasculaire ou par cancer sont présentés dans la figure 3; ils mettent clairement en évidence l'existence de schémas géographiques.

Le tableau 1 fait voir la relation unidimensionnelle entre le revenu et le chômage d'une part et l'espérance de vie d'autre part. À un accroissement du revenu de 10 000 \$ correspond une hausse de 0,956 année de l'espérance de vie, et à une augmentation de la fréquence du chômage de 10 % est associée une réduction de 0,862 année de l'espérance de vie. La régression multiniveau (lissage spatial) montre qu'il n'y a pas de lien statistiquement significatif entre le chômage et l'espérance de vie, mais elle indique qu'à une hausse de revenu de 10 000 \$ correspond une augmentation de 0,617 année de l'espérance de vie. Le tableau 2 montre l'importance des variations selon la région. Dans la municipalité régionale du Cap-Breton, l'espérance de vie est raccourcie de 1,46 année par rapport à celle dans la partie continentale hors régions métropo-

litaines et de 1,57 année (voir le tableau 2 : 1,46 + 0,11) par rapport à celle dans la municipalité régionale de Halifax. Ces différences sont statistiquement significatives et ne sont expliquées qu'en partie par les différences relatives au revenu et à la fréquence du chômage (tableau 2). Le tableau 3 donne les variations régionales de l'espérance de vie selon la maladie. Chez les femmes et les hommes dans la municipalité régionale du Cap-Breton, la mortalité par maladies cardiovasculaires réduit l'espérance de vie de 0,36 année et de 0,74 année respectivement par rapport aux hommes et aux femmes dans la partie continentale hors régions métropolitaines. Les estimations sont plus élevées dans le cas des maladies cardiovasculaires que dans le cas du cancer.

Analyse

Cette étude examine les variations de l'état de santé en Nouvelle-Écosse. Parmi les secteurs où il existe d'importants problèmes de santé figurent la municipalité régionale du Cap-Breton et le quartier défavorisé de Halifax, le *North End*. Bien que les facteurs socio-économiques soient d'importants déterminants de la santé, ils n'expliquent qu'en partie les écarts de santé observés. Notre étude montre par ailleurs qu'il est possible de comparer de petites régions et elle éclaire l'importance des méthodes de répartition, des méthodes statistiques et de la migration sélective.

Nous avons produit des cartes de petites régions dans lesquelles sont représentés des schémas géographiques de la santé et dans lesquelles sont identifiés des secteurs et des régions où il existe des problèmes de santé. Dans certains secteurs, l'espérance de vie est inférieure de plus de 1,5 année à la moyenne provinciale, laquelle est à son tour inférieure d'une année environ à la moyenne canadienne²⁶. Ces différences sont importantes : l'état de santé dans ces secteurs est inférieur de 10 à 15 ans à ce qu'il est pour l'ensemble de la population canadienne (du fait que l'espérance de vie des Canadiens augmente de deux années environ tous les dix ans)²².

Les problèmes de santé dans le comté du Cap-Breton ont déjà été examinés dans des études écologiques^{16,22,23,27,28}. Parmi les fac-

teurs qui pourraient être à l'origine de ces problèmes figurent des choix de mode de vie (par exemple, tabagisme et obésité), la participation à des programmes de dépistage, de même que des facteurs environnementaux et socio-économiques^{22,23,29-31}. Enfin, la présente étude jette un nouvel éclairage sur les inégalités devant la santé : elle montre que les facteurs socio-économiques comme le revenu et le chômage n'expliquent qu'en partie ces différences. Les écarts de santé ailleurs en Nouvelle-Écosse n'ont jamais été étudiés. Notre étude donne une évaluation de l'ensemble de la province et révèle que le comté du Cap-Breton n'est pas le seul secteur où il existe de graves problèmes de santé. À Halifax, le quartier *North End* recèle lui aussi d'importants problèmes de santé, ce qui tranche avec l'état de santé dont jouissent les résidents des quartiers riches de la ville.

Dans cette étude, nos comparaisons ont porté sur des régions infraprovinciales plus petites que cela n'a été le cas dans les études réalisées jusqu'à maintenant à l'échelle provinciale. Nous avons montré qu'il était possible d'utiliser les codes postaux pour construire des cartes de l'état de santé au niveau des subdivisions de recensement unifiées dans les régions rurales et au niveau des quartiers dans les villes. Les difficultés auxquelles nous nous sommes heurtés en construisant ces cartes pour les petites régions concernaient, en particulier, les méthodes de répartition, les méthodes statistiques et la migration sélective.

Méthodes de répartition Le Fichier de conversion des codes postaux est un outil indispensable qui permet de rattacher les codes postaux à diverses unités géographiques^{3,18,32}. Nous en avons évalué l'utilité aux fins de la réalisation d'études sur les petites régions. Dans le cas de populations nombreuses (la population d'un quartier résidentiel urbain, par exemple), le Fichier de conversion des codes postaux semble donner d'excellents résultats compte tenu du très faible niveau de l'erreur-type. Par contre, lorsque les observations sont peu nombreuses, comme c'est le cas pour la mortalité, la reproductibilité diminue. Les chercheurs qui veulent se servir du Fichier de conversion des codes postaux doivent être conscients de cette source supplémentaire d'erreur. Notre étude a montré que

FIGURE 2

Partie supérieure : Différences entre les écarts d'espérance de vie bruts et lissés selon la taille de la population
Partie inférieure : Différences entre les écarts d'espérance de vie redressés ou non pour tenir compte de la migration sélective vers les maisons de soins infirmiers

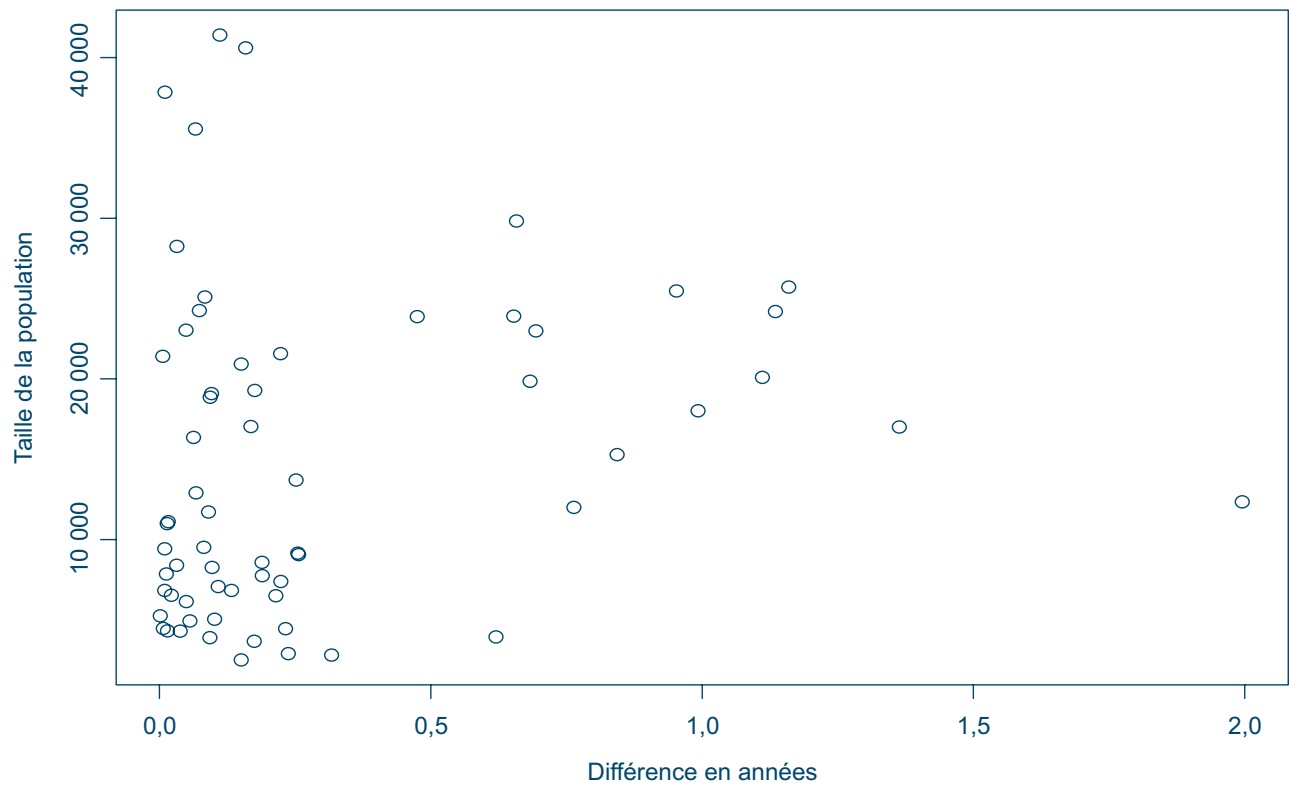
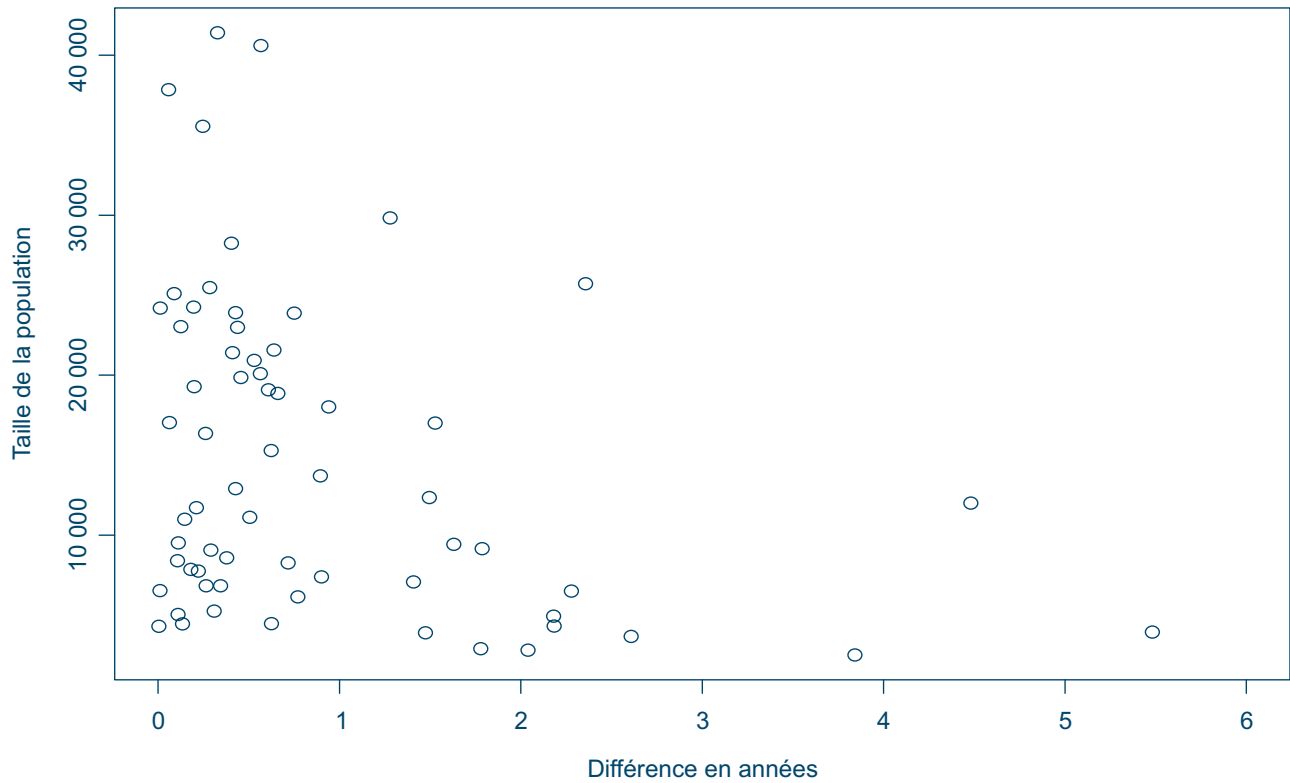
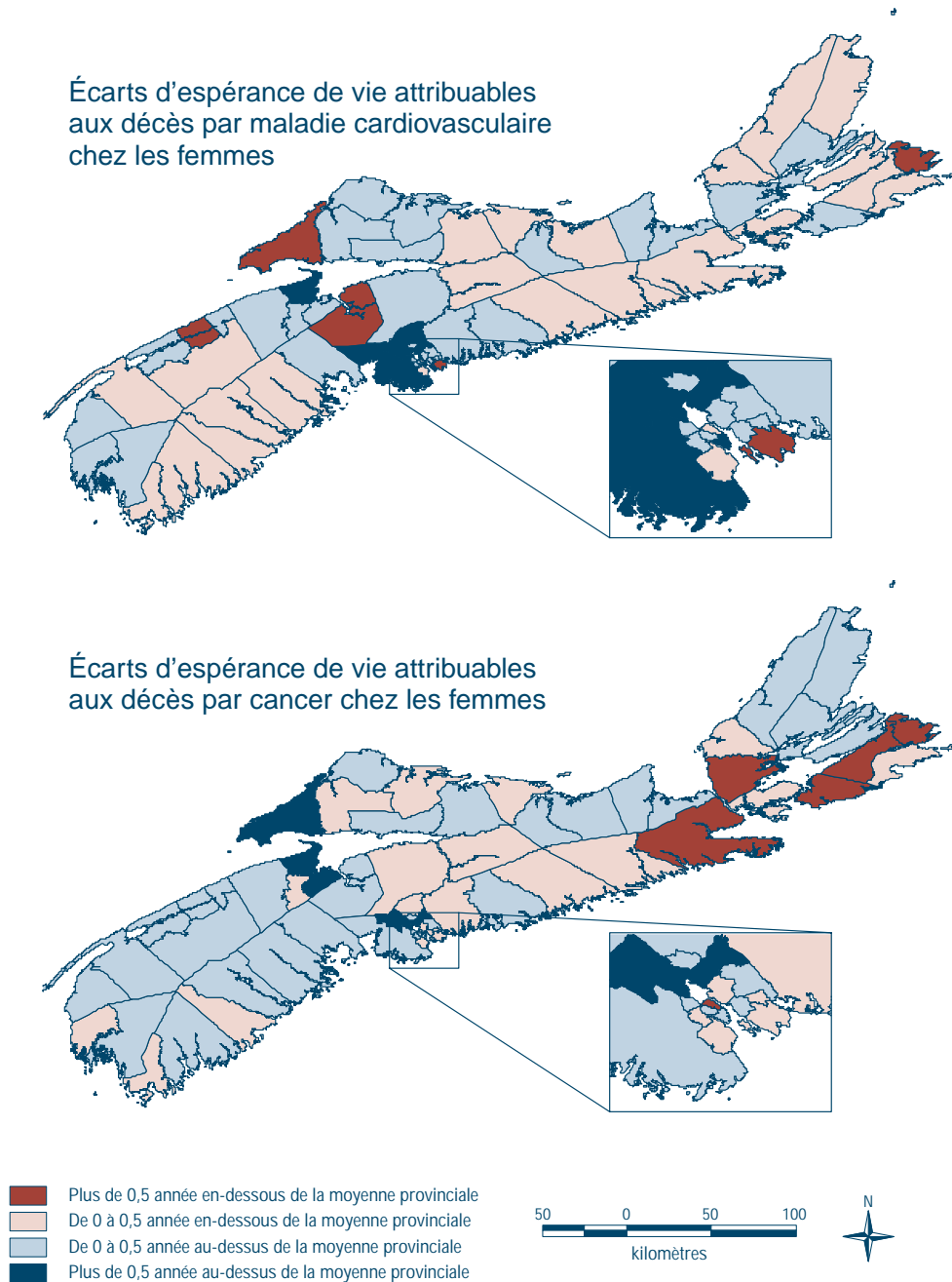


FIGURE 3
Écarts d'espérance de vie en Nouvelle-Écosse



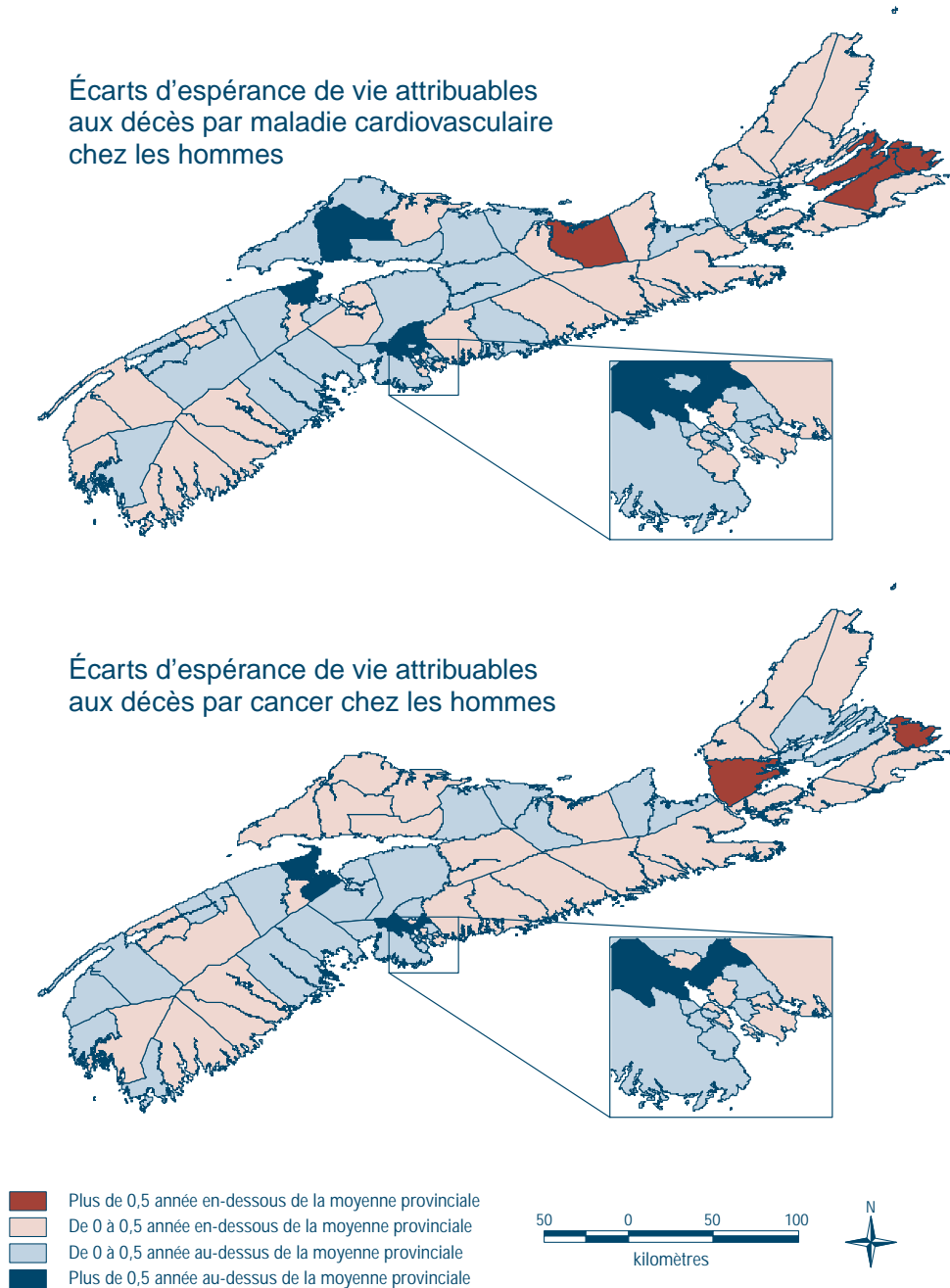
suite

cette erreur était très présente dans les régions rurales, et diminuait lorsqu'on tenait compte de coordonnées géographiques additionnelles. Pour réduire cette erreur, les chercheurs voudront peut-être répéter le processus de répartition à l'aide du Fichier de conversion et examiner les valeurs moyennes obtenues.

Méthodes statistiques — Nous avons présenté des cartes de l'espérance de vie fondées à la fois sur des données brutes et des données lissées spatialement. Il faut toutefois faire preuve de prudence dans l'interprétation de ces cartes : les estimations brutes engendrent de la dispersion et elles amènent à tort à conclure qu'il y a une variation en-

tre les secteurs. Les estimations lissées spatialement apportent une solution au problème de la dispersion et elles conviennent donc très bien dans les évaluations de la variation entre secteurs géographiques. Toutes les méthodes de lissage, y compris celle utilisée dans cette étude, comportent une part d'arbitraire⁸. La méthode que nous

FIGURE 3 (suite)
Écarts d'espérance de vie en Nouvelle-Écosse



avons choisie consiste à examiner l'espérance de vie dans tous les secteurs avoisinant les secteurs étudiés. D'autres chercheurs pourront décider de procéder autrement^{13,14}. Ces choix influent sur la valeur lissée de l'espérance de vie et doivent être pris en considération dans l'examen des variations selon le secteur. L'importance du choix des méthodes statistiques a également été mise

en évidence dans l'analyse des facteurs socio-économiques, où les estimations brutes et les estimations lissées différaient considérablement.

Migration sélective La migration des personnes en santé ou de santé fragile peut influencer sur les estimations de l'espérance de vie dans un secteur et va de ce fait influencer sur les comparaisons écologiques,

et en particulier sur les comparaisons entre petites régions¹⁶. Dans cette étude, nous avons montré que dans cinq des 64 secteurs étudiés (7,8 %), la migration sélective vers des maisons de soins infirmiers avait donné lieu à un écart d'espérance de vie de plus d'une année. Outre les facteurs de risque établis et causaux, il faut de toute évidence considérer la présence d'une mai-

son de soins infirmiers dans un secteur comme étant un facteur qui influe sur les estimations de l'espérance de vie à l'intérieur de ce secteur. Étant donné que notre analyse de la migration sélective est fondée sur le lieu de résidence des pensionnaires de maisons de soins infirmiers avant leur séjour dans ces établissements, mais que nous ne disposons pas de données complètes, l'effet de la migration sélective est sans doute plus important que nous ne l'avons évalué.

Notre but était de présenter des données sur la santé sous une forme facilement compréhensible : des cartes de l'espérance de vie dans la province. Ces dernières nous ont permis de faire divers constats importants, notamment que la municipalité régionale du Cap-Breton n'est pas le seul secteur dans lequel existent de graves problèmes de santé. De plus, les données ont mis en parallèle des schémas très nets entre le secteur géographique et les causes de décès. À cet égard, les données révèlent que les maladies cardiovasculaires sont la première cause de mortalité dans la municipalité régionale du Cap-Breton, alors que dans les études réalisées jusqu'à maintenant, on insistait surtout sur le très fort taux de cancer dans cette région^{22,27,28}. Il est admis depuis longtemps que la santé est fonction de la richesse. Or, nous disons maintenant aux décideurs que ni le revenu, ni le chômage n'expliquent les écarts de santé dans la province et les problèmes de santé dans la municipalité régionale du Cap-Breton. Il s'agit là d'exemples de la façon dont les comparaisons de petites régions peuvent aider les responsables de la politique sani-

TABLEAU 1
Relation entre le revenu du ménage et le taux de chômage, et l'espérance de vie

	Espérance de vie (années)		
	Variation	ET	p
<i>Observations brutes :</i>			
Revenu du ménage (par hausse de 10 000 \$)	0,956	0,283	0,001
Taux de chômage (par hausse de 10 %)	-0,862	0,350	0,017
<i>Estimations lissées spatialement :</i>			
Revenu du ménage (par hausse de 10 000 \$)	0,617	0,160	0,000
Taux de chômage (par hausse de 10 %)	-0,355	0,247	0,151

ET : erreur-type

p : probabilité que la variation estimée égale zéro

TABLEAU 2
Nouvelle-Écosse variation de l'espérance de vie selon la région

	Non redressée	Redressée en fonction du revenu	Redressée en fonction du chômage
Partie continentale hors régions métropolitaines	référence	référence	référence
Région métropolitaine de Halifax	+0,11	-0,51	-0,07
Île du Cap-Breton hors régions métropolitaines	-0,46	-0,52	-0,08
Municipalité régionale du Cap-Breton	-1,46	-1,28	-1,11
Valeur p	< 0,001	< 0,001	< 0,001

p : probabilité que la variation estimée pour la région égale zéro

taire à prendre des décisions. D'autres applications naîtront des comparaisons de la mortalité, de la consommation des soins de santé et des autres mesures descriptives et déterminants de la santé dans les petites régions.

Remerciements

Ont contribué au financement de cette étude : la Fondation canadienne pour l'innovation, la *Dalhousie Medical Research Foundation*, la *Nova Scotia Health Research Foundation* et les Instituts de recherche en santé du Canada (qui ont remis un prix

TABLEAU 3
Écarts d'espérance de vie (en années) selon la maladie dans diverses régions de la Nouvelle-Écosse par rapport à la partie continentale hors régions métropolitaines

	Région métropolitaine de Halifax		Île du Cap-Breton hors régions métropolitaines		Municipalité régionale du Cap-Breton	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
Maladies cardiovasculaires	0,18	0,14	-0,14	-0,24	-0,36	-0,74
Cancer (tous genres confondus)	-0,06	0,02	-0,26	-0,21	-0,36	-0,36
Poumon	-0,06	0,07	-0,05	-0,08	-0,12	-0,13
Colorectal	0,01	-0,02	0,01	-0,03	0,01	-0,04
Sein	-0,10	0,00	-0,10	0,00	-0,08	0,00
Maladies respiratoires	0,00	-0,05	0,00	-0,01	0,00	-0,14

d'excellence à M. Veugelers pour honorer sa carrière).

Les auteurs tiennent à remercier de leur aide précieuse M. David Elliott, M^{mes} Angela Fitzgerald et Alexandra Yip, de même que MM. Michael Pennock, Chris Skedgel et Mark Smith.

Références

1. Rose G. *The Strategy of Preventive Medicine*, Oxford, Oxford University Press, 1992.
2. Ross NA, Wolfson MC, Dunn JR, Berthelot J-M, Kaplan GA, Lynch JW. Relation between income inequality and mortality in Canada and in the United States: cross sectional assessment using census data and vital statistics, *British Medical Journal*, 2000, n° 320, p. 898-902.
3. Veugelers PJ, Yip AM, Kephart G. Proximal and Contextual Socioeconomic Determinants of Mortality: Multilevel Approaches in a Setting with Universal Health Care Coverage, *American Journal of Epidemiology*, 2001, n° 154, p. 725-732.
4. Province of Nova Scotia. *The Course Ahead: for the fiscal year 2000-01*, Government of Nova Scotia, 2000.
5. Susser, M. Does Risk Factor Epidemiology Put Epidemiology at Risk? Peering into the Future, *Journal of Epidemiology and Community Health*, 1998, n° 52, p. 608-611.
6. McMichael, AJ. Prisoners of the Proximate: Loosening the Constraints on Epidemiology in an Age of Change, *American Journal of Epidemiology*, 1999, n° 149, p. 887-897.
7. Olsen S, Martuzzi M, Elliott P, Cluster Analysis and Disease Mapping - Why, When and How? A Step by Step Guide, *British Medical Journal*, 1996, n° 313, p. 863-866.
8. Lawson A, Biggeri A, Böhning D, Lesaffre E, Viel J-F, Bertollini, R. *Disease Mapping and Risk Assessment for Public Health*, Toronto, John Wiley & Sons, 1999.
9. Bertollini R, Martuzzi M. Disease Mapping and Public Health Decision-Making: Report of a WHO Meeting, *American Journal of Public Health*, 1999, n° 89, p. 780.
10. Elliott P, Cuzick J, English D, Stern R. *Geographical and Environmental Epidemiology. Methods for Small-Area Studies*, New York, Oxford University Press, 1997.
11. Manuel DG, Goel V, Williams JI, Corey, P. Espérance de vie selon l'état de santé à l'échelon local en Ontario, *Maladies chroniques au Canada*, 2000, n° 21, p. 73-80.
12. Wilkins, R. Health Expectancy by Local Area in Montreal: a Summary of Findings, *Revue canadienne de santé publique*, 1986, n° 77, p. 216-222.
13. Clayton, D, Kaldor J. Empirical Bayes Estimates of Age-standardized Relative Risks for the Use in Disease Mapping, *Biometrics*, 1987, n°43, p. 671-681.
14. Martuzzi M, Elliott P. Empirical Bayes Estimation of Small Area Prevalence of Non-Rare Conditions, *Statistics in Medicine*, 1996, n° 15, p. 1867-1873.
15. Wakefield J, Elliott P. Issues in the Statistical Analysis of Small Area Health Data, *Statistics in Medicine*, 1999, n° 18, p. 2377-2399.
16. Veugelers PJ, Guernsey JR. Sensitivity analysis of selective migration in ecologic comparisons of health, *Epidemiology*, 1999, n° 10, p. 784-785.
17. Statistique Canada. *Dictionnaire du recensement de 1996*, n° 92-351-XPX au répertoire.
18. Wilkins R. *Guide de l'utilisateur. Logiciel de codage géographique basé sur les fichiers de conversion des codes postaux de Statistique Canada*, août 2001, Statistique Canada, n° 82F0086-XDB au répertoire.
19. Manuel DG, Goel V, Williams JI. Construction de tables de survie à l'échelon local, *Maladies chroniques au Canada*, 1998, n° 19, p. 52-56.
20. Chiang CL. *The Life Table and its Construction. Introduction to Stochastic Process in Biostatistics*, New York, John Wiley & Sons Inc., 1968.
21. Manton KG, Stallard E. *Chronic Disease Modeling: Measurement and Evaluation of the Risks of Chronic Disease Processes*, New York, Oxford University Press, 1988.
22. Veugelers PJ, Guernsey JR. Health Deficiencies in Cape Breton County, Nova Scotia, Canada, 1950-1995, *Epidemiology*, 1999, n° 10, p. 495-499.
23. Veugelers PJ, Kim AL, Guernsey JR. Inequalities in Health. Analytic Approaches based on Life Expectancy and suitable for Small Area Comparisons, *Journal of Epidemiology and Community Health*, 2000, n° 54, p. 375-380.
24. Site Web de Statistique Canada : <http://www.statistics.ca>
25. Wilkins R. *Géocodes/FCCP version 2, guide de l'utilisateur : logiciel de codage géographique basé sur le fichier de conversion des codes postaux de Statistique Canada*. Division des statistiques sur la santé, Ottawa, Statistique Canada, juillet 1997.
26. Millar WJ. L'espérance de vie des Canadiens, *Rapports sur la santé*, 1995, vol. 7, n° 3, p. 23-26.
27. Mao Y, Morrison H, Semenciw R. Mortalité au Cap-Breton (Nouvelle-Écosse), 1971-1983, *Maladies chroniques au Canada*, rapport spécial n° 11, décembre 1985, Santé et Bien-être social Canada.
28. Guernsey JR, Dewar R, Weerasinghe S, Kirkland SA, Veugelers PJ. Incidence of Cancer in Sydney and Cape Breton County, Nova Scotia 1979-1997, *Revue canadienne de santé publique*, 2000, n° 91, p. 285-292.
29. Fitzgerald AL, Veugelers PJ, Maclean DR. Dietary reference intakes: a comparison with dietary intake in Nova Scotia. *Canadian Journal of Dietetic Practice and Research*, novembre 2001, accepté pour publication.
30. Nova Scotia Department of Health. *Smoking Ban in Public Places. Public Opinion Survey*. 1995, Nova Scotia Department of Health.
31. Public Affairs Department, Cape Breton District Health Authority. *Our Health*. Cape Breton District Health Authority, 2001.
32. Demmissie K, Hanley JA, Menzies D, Joseph L, Ernst P. Concordance des mesures du statut socio-économique : mesures par région et mesures individuelles, *Maladies chroniques au Canada*, 2000, n° 21, p. 1-7. ■

ANNEXE

N°	Région	Secteur	Population	Décès	Espérance de vie		Erreur-type				
					Brute	Lissée	ET _{EE}	ET _{POP}	ET _{M1}	ET _{M2}	ET _{M3}
1	PCHRM	Barrington	9 061	67	79,08	78,79	0,63	0,03	0,05	0,39	0,04
2	PCHRM	Shelburne	8 268	90	77,32	78,04	0,61	0,01	0,03	0,14	0,03
3	PCHRM	Argyle	9 155	70	80,93	79,14	0,68	0,07	0,05	0,39	0,05
4	PCHRM	Yarmouth	19 082	200	77,00	77,61	0,46	0,04	0,01	0,19	0,01
5	PCHRM	Clare	9 513	104	78,55	78,44	0,65	0,03	0,01	0,21	0,01
6	PCHRM	Digby	11 708	123	78,09	78,30	0,50	0,02	0,01	0,30	0,01
7	PCHRM	Queens Subdivision A	6 534	66	78,42	78,40	0,74	0,05	0,03	0,46	0,04
8	PCHRM	Queens Subdivision B	6 136	73	77,34	78,11	0,66	0,08	0,03	0,43	0,04
9	PCHRM	Annapolis Subdivision D	2 895	24	80,55	78,77	1,15	0,28	0,10	1,24	0,08
10	PCHRM	Annapolis Subdivision A	7 755	92	78,88	78,66	0,57	0,06	0,03	0,30	0,03
11	PCHRM	Annapolis Subdivision B	5 042	72	78,33	78,44	0,63	0,05	0,05	0,37	0,08
12	PCHRM	Annapolis Subdivision C	6 833	66	78,23	78,49	0,78	0,06	0,05	0,47	0,06
13	PCHRM	Lunenburg	37 847	381	78,76	78,70	0,29	0,01	0,01	0,16	0,01
14	PCHRM	Chester	11 117	101	78,03	78,53	0,66	0,04	0,04	0,39	0,04
15	PCHRM	Kings Subdivision A	25 094	187	79,02	78,93	0,36	0,02	0,02	0,11	0,02
16	PCHRM	Kings Subdivision C	13 705	128	77,35	78,25	0,49	0,01	0,03	0,29	0,03
17	PCHRM	Kings Subdivision B	12 003	48	85,69	81,21	0,66	0,13	0,08	0,30	0,15
18	PCHRM	Kings Subdivision D	9 416	72	81,44	79,81	0,56	0,03	0,06	0,24	0,05
19	PCHRM	West Hants	19 282	188	78,33	78,52	0,38	0,02	0,03	0,19	0,04
20	PCHRM	East Hants	21 400	123	78,17	78,58	0,43	0,05	0,04	0,31	0,05
21	PCHRM	Halifax Subdivision E	20 926	111	77,86	78,39	0,42	0,05	0,03	0,38	0,02
22	PCHRM	Halifax Subdivision F	6 505	47	81,31	79,03	0,79	0,06	0,05	0,44	0,06
23	PCHRM	Halifax Subdivision G	4 316	50	75,55	77,74	1,07	0,07	0,00	0,42	0,03
24	RMH	Sambro	29 830	121	81,06	79,78	0,42	0,05	0,11	0,22	0,07
25	RMH	Upper Sackville	21 568	68	79,98	79,35	0,50	0,02	0,61	0,31	0,24
26	RMH	Herring Cove	12 341	111	75,85	77,34	0,51	0,02	0,56	0,21	0,22
27	RMH	Sackville	25 472	92	78,65	78,94	0,45	0,01	0,40	0,32	0,20
28	RMH	Clayton Park	24 261	189	78,44	78,63	0,37	0,00	0,31	0,22	0,17
29	RMH	Spryfield/Armdale	19 850	195	77,67	78,13	0,40	0,00	0,37	0,16	0,20
30	RMH	Peninsula South End	20 097	168	79,30	78,74	0,48	0,01	0,37	0,23	0,19
31	RMH	Peninsula West End	23 912	232	79,07	78,64	0,37	0,00	0,38	0,11	0,20
32	RMH	Peninsula North End	17 011	242	75,24	76,77	0,45	0,00	0,44	0,19	0,09
33	RMH	Bedford	25 719	87	82,92	80,56	0,40	0,03	0,38	0,12	0,20
34	RMH	Crichton Park Albro Lake	23 882	169	77,49	78,24	0,43	0,00	0,34	0,17	0,10
35	RMH	Southdale Regional Woodside	22 982	165	79,19	78,75	0,41	0,01	0,52	0,13	0,11
36	RMH	Eastern Passage Cow Bay	18 015	96	76,44	77,38	0,42	0,01	0,37	0,21	0,12
37	RMH	Portland Estates	24 200	88	78,37	78,38	0,39	0,00	0,40	0,19	0,16
38	RMH	Woodlawn Montebello Forest Hills	15 292	64	79,62	79,00	0,48	0,05	0,52	0,23	0,19
39	PCHRM	Colchester Subdivision C	28 242	276	77,51	77,92	0,34	0,01	0,02	0,19	0,02
40	PCHRM	Colchester Subdivision B	18 864	127	79,75	79,09	0,43	0,03	0,03	0,22	0,04
41	PCHRM	Colchester Subdivision A	3 886	31	80,35	78,88	0,84	0,05	0,09	0,45	0,06
42	PCHRM	Cumberland Subdivision A	4 449	53	78,73	78,59	0,91	0,06	0,07	0,62	0,13
43	PCHRM	Cumberland Subdivision B	8 582	86	79,14	78,77	0,55	0,03	0,04	0,37	0,06
44	PCHRM	Cumberland Subdivision C	17 041	180	78,22	78,28	0,45	0,02	0,03	0,23	0,04
45	PCHRM	Cumberland Subdivision D	4 930	64	75,75	77,93	0,84	0,05	0,10	0,44	0,06
46	PCHRM	Pictou Subdivision A	10 997	111	78,22	78,37	0,54	0,01	0,05	0,40	0,02
47	PCHRM	Pictou Subdivision B	16 349	143	78,88	78,62	0,42	0,02	0,03	0,23	0,02
48	PCHRM	Pictou Subdivision C	23 039	228	78,15	78,28	0,36	0,01	0,03	0,16	0,01
49	PCHRM	St. Mary's	2 805	36	75,94	77,98	1,04	0,04	0,08	0,81	0,26
50	PCHRM	Guysborough	8 391	87	78,30	78,41	0,55	0,01	0,03	0,35	0,09

ANNEXE (suite)

N°	Région	Secteur	Population	Décès	Espérance de vie		Erreur-type				
					Brute	Lissée	ET _{EE}	ET _{POP}	ET _{M1}	ET _{M2}	ET _{M3}
51	PCHRM	Antigonish Subdivision A	12 905	110	79,29	78,86	0,49	0,02	0,01	0,20	0,01
52	PCHRM	Antigonish Subdivision B	7 383	41	79,85	78,95	0,84	0,04	0,04	0,55	0,04
53	ÎCBHRM	Inverness Subdivision C	7 855	63	77,92	78,10	0,63	0,02	0,07	0,30	0,10
54	ÎCBHRM	Inverness Subdivision B	7 065	72	76,19	77,60	0,77	0,06	0,06	0,33	0,07
55	ÎCBHRM	Inverness Subdivision A	6 828	68	78,81	78,46	0,68	0,07	0,12	0,52	0,09
56	ÎCBHRM	Richmond Subdivision B	4 292	42	78,38	78,38	0,91	0,00	0,04	0,38	0,06
57	ÎCBHRM	Richmond Subdivision A	4 467	52	77,50	78,13	0,78	0,06	0,07	0,50	0,09
58	ÎCBHRM	Richmond Subdivision C	2 504	22	82,14	78,30	1,18	0,16	0,15	0,47	0,17
59	MRCB	MRCB :Louisbourg Area	3 937	20	83,81	78,33	1,01	0,23	0,13	0,71	0,03
60	MRCB	MRCB :Sydney	40 602	489	75,77	76,34	0,27	0,01	0,08	0,13	0,05
61	MRCB	MRCB :North Sydney	35 559	261	78,27	78,02	0,34	0,02	0,02	0,25	0,02
62	MRCB	MRCB :Glace Bay	41 401	419	76,29	76,62	0,29	0,01	0,10	0,12	0,05
63	ÎCBHRM	Victoria Subdivision B	5 243	51	77,89	78,20	0,80	0,10	0,05	0,62	0,05
64	ÎCBHRM	Victoria Subdivision A	3 673	34	75,17	77,78	1,19	0,07	0,09	0,51	0,07

Abréviations des régions : PCHRM, partie continentale hors régions métropolitaines; RMH, région métropolitaine de Halifax; ÎCBHRM, Île du Cap-Breton hors régions métropolitaines; MRCB, municipalité régionale du Cap-Breton.

Population : la taille moyenne de la population entre les années 1995 et 1999 a été estimée à partir de la moyenne obtenue en reprenant 10 fois la procédure de répartition (voir le texte).

Décès : le nombre annuel moyen de décès entre les années 1995 et 1999 a été estimé à partir de la moyenne obtenue en reprenant 10 fois la procédure de répartition pour les secteurs définis par les codes postaux et pour ceux définis par des coordonnées géographiques (voir le texte).

Espérance de vie : les estimations brutes et les estimations lissées spatialement de l'espérance de vie sont calculées sur la base des estimations des décès et de la population décrites ci-dessus.

Prévalence du dosage sérique de l'antigène prostatique spécifique (APS) et effet des indications cliniques sur les profils du dosage de l'APS dans un échantillon d'hommes albertains issus de la population générale

S Elizabeth McGregor, Heather E Bryant, Rollin F Brant et Peter J Corbett

Résumé

Une enquête téléphonique à composition aléatoire (CTA) réalisée auprès d'un échantillon de la population générale stratifié selon l'âge a déterminé la connaissance et la prévalence du dosage sérique de l'antigène prostatique spécifique (APS) chez les hommes âgés de 40 à 74 ans vivant en Alberta et a permis d'évaluer dans quelle mesure les indications du dosage sérique de l'APS expliquent les profils d'utilisation de ce test. L'échantillon de 1 984 hommes (taux de participation 65 %) n'ayant aucun antécédent de cancer de la prostate a été divisé en trois tranches d'âge : 40 à 49 ans, 50 à 59 ans et 60 à 74 ans. Le dosage sérique de l'APS était peu connu, car moins de la moitié des hommes ont indiqué avoir déjà entendu parler de ce test. Le pourcentage des hommes qui avaient déjà subi un dosage sérique de l'APS s'établissait à 4,5 %, 13,1 % et 22,2 % dans les trois tranches d'âge, respectivement. Le dosage sérique de l'APS était étroitement lié au fait d'avoir au moins une indication clinique (prévalence 21,8 %, 26,9 % et 42,2 %, respectivement). Les taux de dosage sérique de l'APS étaient très faibles chez les hommes qui n'avaient aucune indication clinique à cet égard, ce qui donne à penser que le dépistage au moyen du dosage sérique de l'APS était peu fréquent avant l'enquête. Les profils de dosage sérique de l'APS dans cet échantillon de la population générale étaient conformes aux lignes directrices de pratique clinique de l'Alberta.

Mots clés : APS; cancer de la prostate; dépistage de masse; prévalence

Introduction

L'introduction du dosage de l'antigène prostatique spécifique (APS) à la fin des années 1980 a eu un effet remarquable sur la détection du cancer de la prostate. Auparavant, les taux d'incidence du cancer de la prostate standardisés par rapport à l'âge avaient augmenté lentement mais constamment au Canada sur une période de 25 ans¹. Toutefois, à partir de 1990, soit l'année où l'usage du dosage sérique de l'APS s'est répandu au Canada², on a pu observer une augmentation rapide de l'incidence du cancer de la

prostate qui a atteint un sommet en 1993. Ce sommet a été suivi d'une baisse de l'incidence standardisée par rapport à l'âge, bien que les taux soient demeurés plus élevés qu'avant l'introduction du dosage sérique de l'APS. Les augmentations constantes de l'incidence qui ont été observées au Canada et ailleurs peu après l'introduction de ce test ont été attribuées à la détection accrue de cancers de la prostate découverts fortuitement au cours d'une prostatectomie transurétrale (une intervention courante dans le traitement de l'hypertrophie bénigne de la prostate) alors que

les augmentations importantes et transitoires plus récentes sont attribuées à l'accessibilité au dosage sérique de l'APS³⁻⁷.

Les tendances des taux d'incidence standardisés par rapport à l'âge du cancer de la prostate envahissant en Alberta affichent un profil semblable (figure 1).

On a pu observer une baisse de l'incidence après une augmentation rapide initiale consécutive à l'introduction du dosage sérique de l'APS dans d'autres endroits qui possédaient des registres du cancer pour la population générale⁸⁻¹² ainsi que dans les données administratives sur les taux de dosage sérique de l'APS. Les profils d'incidence correspondent plus étroitement aux profils du premier dosage sérique de l'APS¹³, ce qui tend à corroborer l'hypothèse selon laquelle le dosage sérique de l'APS permet de détecter des cas cliniquement silencieux dans un bassin de prévalence existant.

Le Groupe d'étude canadien sur l'examen médical périodique¹⁴, les revues systématiques effectuées par des organismes provinciaux de santé¹⁵⁻¹⁷, le US Preventive Services Task Force¹⁸, et le American College of Physicians¹⁹ ont conclu qu'on ne possède pas suffisamment de données pour recommander le dosage systématique de l'APS chez les hommes asymptomatiques âgés de > 50 ans. Cette recommandation va à l'encontre de celle de l'American Cancer Society²⁰ et de l'American Urological Association (AUA)²¹, qui recommandent le dosage sérique de l'APS et un toucher rectal annuels chez les hommes âgés de

Coordonnées des auteurs

S Elizabeth McGregor, Heather E Bryant, Division of Epidemiology, Prevention & Screening, Alberta Cancer Board

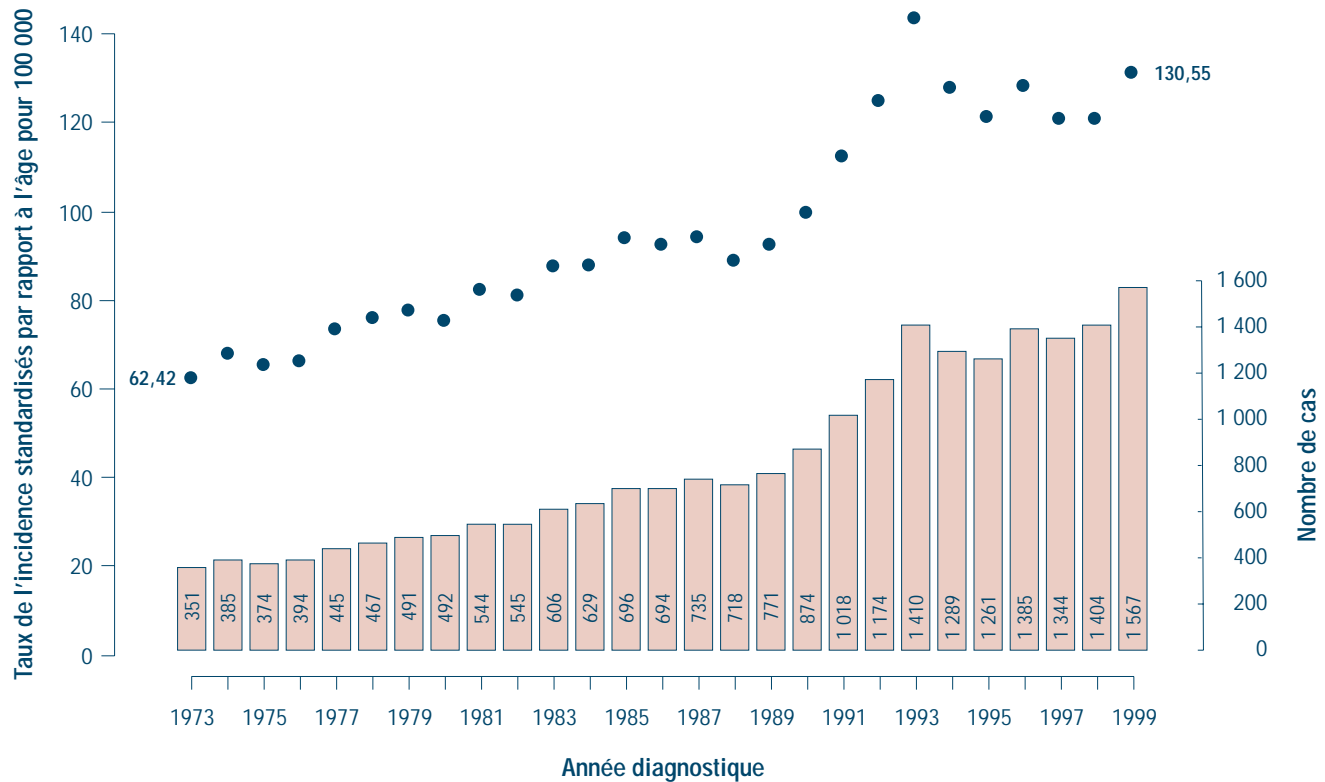
Rollin F Brant, Department of Community Health Sciences, University of Calgary

Peter J Corbett, Department of Oncology, University of Calgary et Tom Baker Cancer Centre

Correspondance : S Elizabeth McGregor, Division of Epidemiology, Prevention & Screening, Alberta Cancer Board, 1331-29th Street NW, Calgary (Alberta), Canada T2N 4N2; Télécopieur : (403) 270-8003; Courriel : elizabeth.mcgregor@cancerboard.ab.ca

FIGURE 1

Incidence standardisée selon l'âge et nombre de cas, cancer envahissant de la prostate, Alberta, 1973 à 1999^a



^a Les taux sont standardisés selon l'estimation post-censitaire de la population du Canada de 1991

≥ 50 ans ayant une espérance de vie d'au moins dix ans et chez les hommes de < 50 ans qui sont à haut risque. Dans toutes ces recommandations, on insiste sur la nécessité d'informer les hommes au sujet des risques et des bienfaits potentiels du dépistage.

L'Alberta a toujours eu une politique très restrictive²² relativement au dosage sérique de l'APS. Le remboursement de cette analyse n'a jamais été autorisé par le régime provincial d'assurance-maladie lorsqu'elle est effectuée à des fins de dépistage. Dans cette province, le dosage sérique de l'APS s'est limité à la surveillance des hommes chez qui l'on avait diagnostiqué un cancer de la prostate et qui avaient été traités, à l'évaluation des patients qui affichaient des «symptômes de prostatisme» ou avaient un toucher rectal anormal et aux hommes qui présentent un risque accru de cancer de la prostate en raison de leurs antécédents familiaux et/ou de leur hérédité. Les lignes directrices indiquent que le prostatisme est un symptôme à la fois d'hyper-

plasie prostatique bénigne (HPB) et de cancer de la prostate.

On a souvent recours au dosage sérique de l'APS pour exclure un carcinome prostatique chez les hommes qui présentent des symptômes du bas appareil urinaire²³. Il faut noter, cependant, que chez les hommes qui subissent un dépistage du cancer de la prostate, la prévalence de cette pathologie est la même en présence ou en l'absence de symptômes urinaires^{24,26}, et il n'existe aucun lien causal entre l'HPB et le cancer de la prostate²⁵. Certaines politiques en matière de santé recommandent de ne pas recourir au dosage sérique de l'APS chez les hommes qui présentent des symptômes urinaires non compliqués²⁷. Dans cette étude, on a posé l'hypothèse que la présence d'indications cliniques du dosage sérique de l'APS, dont des symptômes du bas appareil urinaire, serait un facteur de prédiction important du recours au dosage sérique de l'APS en Alberta parce que ces dosages n'ont jamais été approuvés à des fins de dépistage du cancer de la prostate.

La présente étude avait pour objet de déterminer la prévalence selon l'âge du dosage sérique de l'APS chez les Albertains âgés de 40 à 74 ans et de décrire les profils de dosage sérique de l'APS chez les hommes qui présentaient ou non des indications du dosage sérique de l'APS.

Méthodes

Nous avons eu recours à une enquête téléphonique à composition aléatoire (CTA) dans un échantillon de la population générale stratifié selon l'âge pour évaluer la connaissance du dosage sérique de l'APS et les taux de dosage sérique de l'APS autodéclarés chez les Albertains. Les tranches d'âge utilisées étaient de 40 à 49 ans, 50 à 59 ans et 60 à 74 ans. Nous avons décidé de suréchantillonner les deux groupes les plus âgés afin de tenir compte d'une prévalence supérieure prévisible de symptômes modérés à importants du bas appareil urinaire et donc de l'inadmissibilité au dosage.

L'enquête (disponible sur demande) portait sur une grande variété de sujets et a été présentée comme une enquête sur la santé des hommes afin de réduire au minimum le biais résultant du refus des hommes de participer précisément en raison de leur manque d'intérêt vis-à-vis du cancer de la prostate. Les 36 questions permettaient de recueillir de l'information sur l'état de santé, les pratiques de soins primaires, les symptômes des voies urinaires basses, les connaissances et la sensibilisation des hommes vis-à-vis du cancer de la prostate ainsi que des données démographiques. Les questions portaient notamment sur la connaissance du dosage sérique de l'APS, des discussions éventuelles qu'ils auraient eues au sujet de ce dosage avec un médecin, s'ils avaient subi un dosage sérique de l'APS ainsi que sur les raisons pour lesquelles ce dosage avait été effectué. Seuls les hommes qui ont indiqué être au courant du dosage sérique de l'APS ont été interrogés sur leur usage de ce test. On a fourni aux répondants des définitions des dosages sériques de l'APS. Certaines questions étaient inspirées d'une enquête téléphonique CTA canadienne réalisée en janvier 1995²⁸. Nous avons utilisé l'indice des symptômes de l'AUA²⁹ pour évaluer l'importance des symptômes des voies urinaires basses au cours du mois précédent et classé les hommes selon que ces symptômes étaient légers, modérés ou importants. Les indications du dosage sérique de l'APS ont été déterminées à partir de critères énoncés dans les lignes directrices pour la pratique clinique en Alberta (CPG)²² (tableau 1).

Le questionnaire a d'abord été testé sur un groupe de 41 volontaires de sexe masculin. Des révisions finales ont été apportées après un deuxième essai pilote sur 43 hommes choisis par CTA.

L'enquête par CTA assistée par ordinateur s'est échelonnée sur une période de quatre semaines en novembre et décembre 1996. Le fait de recueillir les données sur une courte période réduisait la possibilité d'influences externes (p. ex., reportages dans les médias) qui auraient pu influencer sur les réponses à l'enquête. La collecte des données a été réalisée à contrat par le Population Research Laboratory (PRL), de l'Université de l'Alberta. La base de sondage consistait en un échantillon aléatoire de numéros de

TABLEAU 1
Indications du dosage sérique de l'APS utilisées pour classer les répondants à l'enquête par composition téléphonique aléatoire (CTA)

Recommandations des lignes de pratique clinique	Critères de l'enquête téléphonique CTA
Suivi d'un patient atteint de :	
Cancer de la prostate ^a	Réponse «Oui» à la question «Est-ce qu'un médecin vous a déjà dit que vous étiez atteint du cancer de la prostate?»
Évaluation d'un patient présentant :	
Des symptômes de prostatisme	Score de symptômes de l'AUA \geq 8 (Symptômes modérés/importants des voies urinaires basses)
Hypertrophie prostatique bénigne (HPB)	Réponse «Oui» à la question «Est-ce qu'un médecin vous a déjà dit que vous aviez une hypertrophie de la prostate (parfois appelée HPB)?»
Résultat anormal au toucher rectal	Les hommes qui ont indiqué que le résultat de leur toucher rectal le plus récent était anormal.
Hommes à risque accru de cancer :	
Antécédents de cancer de la prostate chez un membre de la famille au premier degré diagnostiqué avant l'âge de 70 ans	Hommes qui ont signalé des antécédents de cancer de la prostate chez un membre de la famille au premier degré
Hommes américains de race noire	Indication d'une origine africaine dans une réponse à la question concernant l'origine ethnique

^a Nota : les hommes ayant des antécédents de cancer de la prostate ont été exclus de cette analyse.

téléphone de l'Alberta de la banque de numéros de téléphone résidentiels du PRL. On a eu recours à des protocoles standard pour déterminer l'admissibilité, solliciter la participation et effectuer l'entrevue téléphonique. Si le ménage comptait plus d'un homme admissible, l'anniversaire le plus récent a été utilisé pour choisir au hasard la personne qui serait interviewée. Les appels ont été effectués au cours de trois périodes différentes tous les jours de la semaine et les samedis et pendant deux périodes le dimanche, et jusqu'à 12 tentatives ont été faites pour joindre chaque numéro de téléphone.

On a calculé les estimations selon l'âge de la prévalence des symptômes des voies urinaires basses et des indications du dosage sérique de l'APS. On a aussi calculé les estimations ponctuelles et les intervalles de confiance à 95 % pour la connaissance du dosage sérique de l'APS et la prévalence de ce dosage pour les trois tranches d'âge. On a décrit la prévalence du dosage sérique de l'APS chez les hommes qui avaient ou non des indications du dosage sérique de

l'APS. Ensuite, on a comparé les trois groupes d'âge à l'aide de test du chi-carré pour les variables nominales et des tests de Wilcoxon³⁰ pour les variables ordinales. Des tests exacts ont été utilisés pour les variables nominales lorsque la fréquence absolue du couple qui était prévue était inférieure à cinq. On a eu recours à la régression logistique pour rechercher des différences dans les taux de dosage sérique de l'APS selon le groupe d'âge et dans les indications du dosage sérique de l'APS. Les sujets pour lesquels il manquait des valeurs ont été exclus de l'analyse, et le nombre de cas manquants est indiqué dans les tableaux descriptifs. Toutes les analyses ont été réalisées au moyen du système SAS³¹ et du logiciel statistique S-PLUS³².

Pour ce qui est des considérations d'ordre éthique, nous avons obtenu l'autorisation de réaliser cette étude du Research Ethics Committee du Alberta Cancer Board et du Conjoint Medical Ethics Review Committee de la Faculté de médecine de l'Université de Calgary.

Résultats

En tout, 2 016 entrevues ont été réalisées (taux de coopération³³ 64,7 %). La raison la plus fréquente de la non-participation, après l'exclusion des numéros de téléphone inadmissibles, était le refus du ménage (35,9 %), suivie de «n'a jamais répondu au téléphone» (34,7 %). Une comparaison avec les données du recensement de 1996 de l'Alberta a indiqué que l'échantillon CTA était raisonnablement représentatif des hommes albertains appartenant aux mêmes groupes d'âge (données non présentées). Trente-deux hommes (1,6 %) qui ont déclaré être atteints du cancer de la prostate ont été exclus de toute analyse ultérieure.

Le tableau 2 donne une description de l'échantillon de 1 984 hommes sans antécédents de cancer de la prostate. Parmi les hommes qui ont affirmé avoir un médecin habituel, 96,2 % ont indiqué que leur médecin était un omnipraticien ou un médecin de famille. Le pourcentage des hommes qui ont déclaré subir régulièrement des bilans de santé augmentait avec l'âge : 65,2 %, 76,5 % et 81,0 % des hommes âgés de 40 à 49 ans, 50 à 59 ans et 60 à 74 ans, respectivement.

Les consultations en urologie et l'importance des symptômes urinaires augmentaient avec l'âge (tableau 3). Les hommes qui avaient des antécédents d'affections prostatiques étaient proportionnellement plus nombreux à avoir discuté de leurs symptômes urinaires avec leur médecin (66,2 % des hommes ayant des troubles prostatiques comparativement à 14,5 % des hommes qui n'avaient aucun problème semblable, RC ajusté selon l'âge = 11,2, IC à 95 % 8,6 - 14,5) et à avoir consulté un urologue (53,8 % des hommes qui présentaient un trouble prostatique quelconque contre 12,9 % des hommes qui n'avaient aucun problème semblable, RC ajusté selon l'âge = 6,8, IC à 95 % 5,2 - 8,8).

La majorité des hommes dans les trois groupes d'âge ont indiqué qu'ils éprouvaient des symptômes bénins des voies urinaires basses.

Comme prévu, les hommes plus âgés étaient proportionnellement plus nombreux à avoir au moins une indication du dosage sérique de l'APS (tableau 3). Des antécédents d'HPB,

TABEAU 2
Caractéristiques démographiques, état de santé et pratiques de soins primaires par groupe d'âge (n = 1 984), % (n)

	Groupe d'âge (années)		
	40-49 (n = 603)	50-59 (n = 702)	60-74 (n = 679)
État matrimonial			
Célibataire	8,1 (49)	4,6 (32)	6,8 (46)
Marié/union de fait	83,9 (506)	85,9 (602)	81,2 (550)
Séparé/divorcé/veuf	8,0 (48)	9,6 (67) ^a	12,0 (81) ^b
Niveau de scolarité			
Moins que la 9 ^e année	2,0 (12)	8,2 (57)	16,0 (108)
9 ^e à 13 ^e année	30,2 (181)	37,6 (263)	48,6 (328)
École de métier/collège – en partie ou terminé	36,0 (216)	22,3 (156)	15,7 (106)
Université – en partie ou terminé	31,8 (191) ^c	31,9 (223) ^c	19,7 (133) ^d
Situation de l'emploi			
Employé à temps plein	91,0 (549)	82,0 (575)	29,3 (199)
Employé à temps partiel	1,3 (8)	3,3 (23)	6,3 (43)
Retraité	0,7 (4)	9,4 (66)	61,9 (420)
Autre	7,0 (42)	5,3 (37) ^a	2,5 (17)
Évaluation de l'état de santé comparativement aux autres du même âge			
Excellente	22,4 (135)	23,1 (162)	16,2 (110)
Très bonne	38,1 (230)	36,2 (254)	34,9 (237)
Bonne	31,0 (187)	27,2 (191)	30,8 (209)
Médiocre/mauvaise	8,5 (51)	13,4 (94) ^a	18,1 (123)
Usage du tabac			
N'a jamais fumé	34,5 (208)	26,5 (186)	29,0 (197)
Ex-fumeur	33,5 (202)	46,2 (324)	52,7 (358)
Fumeur occasionnel	2,8 (17)	3,0 (21)	1,0 (7)
Fumeur actuel	29,2 (176)	24,4 (171)	17,2 (117)
Type de pourvoyeur de soins de santé primaire			
Médecin de famille	75,0 (452)	80,6 (566)	90,0 (611)
Consulte divers médecins, fréquente les cliniques sans rendez-vous	9,3 (56)	7,3 (51)	3,8 (26)
Aucun médecin habituel	15,8 (95)	12,1 (85)	6,2 (42)
Temps écoulé depuis le dernier examen physique ou bilan de santé			
Au cours de la dernière année	39,1 (236)	48,3 (339)	58,8 (399)
De 1 à 5 ans	38,6 (233)	34,1 (239)	29,6 (201)
Plus de 5 ans	13,4 (81)	9,5 (67)	5,7 (39)
Ne se souvient pas	8,8 (53)	8,1 (57)	5,9 (40)

Information manquante sur : ^a = 1; ^b = 2; ^c = 3; ^d = 4 sujets.

des symptômes modérés ou importants des voies urinaires basses et un résultat anormal au toucher rectal le plus récent augmentaient avec l'âge (tous $p < 0,001$). Des antécédents de cancer de la prostate chez

un membre de la famille au premier degré ont été relevés chez environ 10 % des hommes et ce taux ne variait pas selon le groupe d'âge ($p = 0,6$). Les hommes d'origine africaine étaient très peu nombreux

TABLEAU 3
Symptômes des voies urinaires basses et indications
du dosage sérique de l'APS par groupe d'âge (n = 1 984), % (n)

	Groupe d'âge (années)		
	40–49 (n = 603)	50–59 (n = 702)	60–74 (n = 679)
Avez-vous déjà été suffisamment gêné par des symptômes urinaires pour en discuter avec votre médecin?			
Oui	15,5 (93)	21,1 (148)	28,5 (193)
Non	84,5 (508) ^b	78,9 (554)	71,5 (484) ^b
Avez-vous déjà consulté un urologue?			
Oui	11,6 (70)	16,7 (117)	27,0 (182)
Non	88,4 (532) ^a	83,3 (584) ^a	73,0 (493) ^c
Score des symptômes de l'AUA			
Aucun à bénins	94,3 (561)	89,5 (623)	80,9 (538)
Modérés	5,2 (31)	9,3 (65)	17,3 (115)
Importants	0,5 (3)	1,2 (8)	1,8 (12)
Non cotés en raison du manque d'information	8	6	14
Indications du dosage sérique de l'APS			
Évaluation d'un patient présentant :			
Des symptômes de prostatisme (score de l'AUA ≥ 8)			
	5,7 (34)	10,5 (73)	19,1 (127)
Antécédents personnels d'HPB			
	3,2 (19)	9,8 (69)	23,1 (157)
Toucher rectal anormal (le plus récent)			
	3,0 (18)	5,4 (38)	8,4 (57)
Hommes à risque accru de cancer :			
Antécédents chez un membre de la famille au 1 ^{er} degré			
	11,6 (70)	10,0 (70)	10,3 (70)
Race noire			
	0,2 (1)	0,3 (2)	0,4 (3)
Nombre d'indications du dosage sérique de l'APS (p < 0,001)			
Aucune	78,2 (467)	73,0 (509)	57,7 (385)
Au moins une indication	21,8 (130)	27,0 (188)	42,3 (282)
Non évalué à cause de données manquantes pour le score des symptômes de l'AUA	6	5	12

Informations manquantes sur : ^a = 1; ^b = 2; ^c = 4 sujets

dans cet échantillon (< 1 % des hommes de tous les groupes d'âge). Il était courant d'observer au moins une indication du dosage sérique de l'APS, en particulier chez les hommes âgés de 60 à 74 ans.

On a demandé aux hommes qui avaient déjà entendu parler du cancer de la prostate (n = 1 930) s'ils en avaient discuté avec leur médecin. Le pourcentage des hommes qui en avaient effectivement discuté avec leur médecin augmentait avec l'âge : 24,4 %, 32,1 % et 43,6 % des

hommes âgés de 40 à 49 ans, 50 à 59 ans et 60 à 74 ans, respectivement (p < 0,001). Les sujets le plus souvent discutés étaient les suivants : renseignements généraux (52,5 %), détection du cancer de la prostate (47,2 %) (seulement 8,5 % ont discuté spécifiquement du dosage sérique de l'APS), et symptômes (32,6 %). Les options thérapeutiques de même que le pronostic (5,7 %) et d'autres sujets (8,5 %) étaient abordés beaucoup plus rarement. On a relevé peu de différences selon le groupe d'âge dans les ques-

tions dont les hommes discutaient avec leur médecin. Les lignes directrices concernant l'âge auquel il y avait lieu d'effectuer le dosage sérique de l'APS étaient le plus souvent abordées par les hommes âgés de 40 à 49 ans (15,4 % 40 à 49 ans; 6,8 % 50 à 59 ans; 5,9 % 60 à 74 ans, p = 0,002).

Moins de la moitié des hommes avaient déjà entendu parler du dosage sérique de l'APS. La connaissance de cette modalité augmentait avec l'âge et s'établissait à 26,7 %, 40,0 % et 45,1 % des hommes âgés de 40 à 49 ans, 50 à 59 ans et 60 à 74 ans, respectivement. Les taux de dépistage au moyen du dosage sérique de l'APS étaient faibles et étroitement associés à l'âge, en effet 4,5 %, 13,1 % et 22,2 % des hommes dans les mêmes groupes d'âge ont signalé avoir subi au moins un dosage sérique de l'APS. La plupart des hommes (57,0 %) n'avaient subi qu'un seul dosage. Le temps moyen (médian) qui s'était écoulé depuis le dernier dosage sérique de l'APS était de 1,3 (0,9) ans et variait entre un peu plus d'un mois et 12,4 ans, et 98 % des hommes ont indiqué que leur dosage sérique de l'APS le plus récent avait eu lieu au cours des cinq années précédentes. On n'a relevé aucune différence dans le temps médian écoulé depuis le dernier dosage sérique de l'APS entre les trois groupes d'âge (test de Wilcoxon, p = 0,5). Neuf hommes ne pouvaient se souvenir de la date de leur dernier dosage sérique de l'APS.

Les médecins étaient le plus souvent la source initiale d'information des hommes ayant subi le dosage sérique. C'était particulièrement le cas chez les hommes âgés de 40 à 49 ans qui ont indiqué dans une proportion de 74,1 % qu'ils ont été informés de l'existence du dosage sérique de l'APS par leur médecin, comparativement à 50,0 % des hommes âgés de 50 à 59 ans et à 61,6 % des hommes âgés de 60 à 74 ans. En outre, 18,9 % des hommes âgés de ≥50 ans ont indiqué qu'ils avaient appris l'existence du dosage sérique de l'APS par des articles de journaux et de revues.

Le tableau 4 indique les taux de dépistage par dosage sérique de l'APS selon qu'il existait ou non au moins une indication clinique pour effectuer ce dosage. Dans le cas des hommes qui n'avaient aucune indication semblable, le test était considéré

comme un moyen de dépister le cancer de la prostate. Dans la majorité des cas (63,8 %), le dosage sérique de l'APS a été réalisé dans le cadre d'un bilan de santé courant, ce qui donne à penser qu'il a été effectué à des fins de dépistage, alors que 9,4 % des répondants avaient demandé spécifiquement au médecin de leur faire subir ce test. La plupart des hommes avaient subi ce dosage une fois (55,9 %) ou deux fois (15,8 %), et ces taux ne variaient pas selon l'âge. Le plus souvent, ces hommes avaient appris l'existence de ce test par leur médecin (57,5 %) ou par des articles publiés dans des journaux ou des revues (15,0 %). Chez les hommes âgés de 40 à 49 ans, peu de répondants connaissaient l'existence du dosage sérique de l'APS et rares étaient ceux qui l'avaient subi.

Les taux de dosage sérique de l'APS étaient plus élevés chez les hommes qui avaient au moins une indication clinique comparativement aux hommes qui n'en avaient aucune (tableau 4). La connaissance du dosage sérique de l'APS était comparable dans les trois groupes d'âge, mais le pourcentage des hommes qui subissaient ce test augmentait avec l'âge. À l'instar des hommes chez qui il n'y avait aucune indication du dosage sérique de l'APS, 59,9 % des hommes qui avaient subi ce test ont été informés de l'existence de celui-ci par leur médecin. La plupart des hommes ont affirmé qu'ils avaient subi un (57,8 %) ou deux (12,7 %) dosage(s) de l'APS. Les raisons pour lesquelles ils avaient subi leur dernier dosage sérique de l'APS étaient les suivantes : un problème que leur médecin souhaitait vérifier (32,4 %), des symptômes qui les préoccupaient (16,9 %) ou un bilan de santé courant (37,3 %).

La modélisation logistique montre que l'effet de l'indication du dosage sérique de l'APS (RC= 2,5, IC à 95 % 1,9-3,3) était indépendant de l'effet de l'âge (RC= 3,1, IC à 95 % 2,0-4,9 pour les hommes âgés de 50 à 59 ans, RC= 5,2, IC à 95 % 3,4-8,1 pour les hommes âgés de 60 à 74 ans).

Le tableau 5 décrit les pratiques de dosage sérique de l'APS dans le sous-ensemble d'hommes qui connaissaient l'existence de ce test. Moins de la moitié de ces hommes avaient discuté du dosage sérique de l'APS

TABLEAU 4
Connaissance de l'épreuve de dosage sérique de l'APS et recours à cette épreuve par groupe d'âge et indication, % (n)

	Groupe d'âge (années)		
	40-49	50-59	60-74
Hommes ne présentant aucune indication clinique du dépistage sérique de l'APS (n = 1 361)			
Ont déjà discuté du cancer de la prostate avec leur médecin (p < 0,001)			
Oui	20,3 (95)	27,9 (142)	36,1 (139)
Non	79,7 (372)	72,1 (367)	63,9 (246)
Ont déjà entendu parler du dosage sérique de l'APS? (p < 0,001)			
Oui	21,2 (99)	38,3 (195)	39,0 (150)
(IC à 95 %)	(17,7, 25,1)	(34,2, 42,6)	(34,2, 43,9)
Un dosage sérique de APS (p < 0,001)			
	2,8 (13)	11,2 (57)	14,8 (57)
(IC à 95 %)	(1,6, 4,7)	(8,7, 14,2)	(11,6, 18,7)
Hommes présentant au moins une indication du dosage sérique de l'APS (n = 600)			
Ont déjà discuté du cancer de la prostate avec leur médecin (p = 0,009)			
Oui	36,9 (48)	41,0 (77)	51,4 (145)
Non	63,1 (82)	59,0 (111)	48,6 (137)
Ont déjà entendu parler du dosage sérique de l'APS? (p = 0,12)			
Oui	46,9 (61)	45,2 (85)	54,3 (153)
(IC à 95 %)	(38,6, 55,5)	(38,3, 52,4)	(48,4, 60,0)
Ont subi au moins un dosage sérique de l'APS (p < 0,001)			
	10,8 (14)	18,6 (35)	33,0 (93)
(IC à 95 %)	(6,5, 17,3)	(13,7, 24,8)	(27,8, 38,7)

TABLEAU 5
Pratiques relatives au dosage sérique de l'APS chez les hommes de l'échantillon CTA qui connaissaient l'existence de ce test, par groupe d'âge (n = 748), % (n)

	Groupe d'âge (années)			Total (n = 748)
	40-49 (n = 161)	50-59 (n = 281)	60-74 (n = 306)	
Ont discuté du dosage sérique de l'APS avec leur médecin? (p < 0,001)				
Oui	23,6 (38)	39,2 (110)	52,6 (161)	41,3 (309)
Non	76,4 (123)	60,8 (171)	47,4 (145)	58,7 (439)
Ont déjà subi un dosage sérique de l'APS? (p < 0,001)				
Oui	16,8 (27)	32,7 (92)	49,4 (151)	36,1 (270)
(IC à 95 %)	(11,8, 23,3)	(27,5, 38,4)	(43,8, 54,9)	(32,7, 39,6)
Ont déjà subi un dosage sérique de l'APS par indication clinique chez les hommes connaissant l'existence de ces tests (n = 743)				
Au moins une indication (n = 299) (p < 0,001)				
	23,0 (14)	41,2 (35)	60,8 (93)	47,5 (142)
(IC à 95 %)	(14,2, 34,9)	(31,3, 51,8)	(52,9, 68,2)	(41,9, 53,2)
Aucune indication (n = 444) (p < 0,001)				
	13,1 (13)	29,2 (57)	38,0 (57)	28,6 (127)
(IC à 95 %)	(7,8, 21,2)	(23,3, 36,0)	(30,6, 46,0)	(24,6, 33,0)

avec leur médecin. Ce profil variait selon l'âge, les hommes plus âgés étant proportionnellement plus nombreux à avoir discuté de ce test. Dans les trois groupes d'âge, les taux de dosage sérique de l'APS étaient plus élevés chez les hommes qui avaient au moins une indication clinique de ce dosage comparativement aux hommes qui n'en avaient aucune. Encore une fois, le dosage sérique de l'APS était étroitement associé à l'âge. Le pourcentage des hommes qui ont déclaré avoir subi au moins un dosage sérique de l'APS augmentait avec l'âge tant chez les hommes qui avaient et qui n'avaient pas d'indication du dosage sérique de l'APS. La régression logistique a montré que l'effet de l'indication du dosage sérique de l'APS (RC= 2,1, IC à 95 % 1,5–2,9) était indépendamment de l'effet de l'âge (RC= 2,6, IC à 95 % 1,6–4,3 pour les hommes âgés de 50 à 59 ans; RC= 4,6, IC à 95 % 2,9–7,5 pour les hommes âgés de 60 à 74 ans).

Analyse

Cette étude a permis d'établir qu'à la fin de 1996, soit six ans après l'introduction du dosage sérique de l'APS, très peu d'Albertains en connaissaient l'existence et rares étaient ceux qui l'avaient subi. Les chiffres en ce qui concerne le dosage sérique de l'APS déclarés par les répondants concordaient avec les tendances des données relatives à l'incidence du cancer de la prostate envahissant en Alberta au cours de la même période. On a relevé très peu de différences selon l'âge dans le nombre de dosages sériques de l'APS subis par les hommes au cours de leur vie et dans le temps écoulé depuis le dernier dosage, ce qui s'explique par le fait que ce test n'était disponible que depuis relativement peu de temps. La majorité (57 %) des hommes qui avaient subi ce dosage ont indiqué qu'ils n'en avaient eu qu'un seul, ce qui est compréhensible étant donné qu'il s'agissait d'un nouveau test de dépistage et que la possibilité d'avoir subi des dosages en série était relativement limitée.

Les dossiers d'utilisation des services de santé montrent que les profils des dosages sériques de l'APS étaient semblables dans trois provinces canadiennes. La Saskatchewan (1990–1994)¹⁶ et l'Ontario (1988–1996)³⁴

ont signalé des augmentations importantes du nombre de dosages sériques de l'APS demandés par les médecins³⁴. En Colombie-Britannique, les profils d'utilisation montraient que la majorité des dosages sériques de l'APS ont été demandés par des omnipraticiens et que 76 % des hommes avaient subi un seul dosage au cours de la période d'étude d'un an, ce qui donne à penser que ce test a été utilisé à des fins de dépistage du cancer de la prostate¹⁵. Une étude de couplage des rapports de dosage sérique de l'APS de deux laboratoires, soit un laboratoire privé et un laboratoire hospitalier, en Ontario a signalé une moyenne (médiane) de 1,5 (1) dosage sérique de l'APS chez les hommes qui n'avaient pas de diagnostic de cancer de la prostate³⁵. Comme dans la présente étude, les taux de dosage sérique de l'APS étaient les plus élevés chez les hommes âgés de 50 à 70 ans.

Les taux de dosage sérique de l'APS étaient très faibles chez les hommes qui n'avaient aucune indication clinique de ce dosage, ce qui donne à penser qu'on avait peu recours à ce dosage à des fins de dépistage en Alberta jusqu'au moment de l'enquête par CTA. La connaissance et l'utilisation du dosage sérique de l'APS étaient étroitement associés à un âge plus avancé. Ce phénomène pourrait s'expliquer par une augmentation de la prévalence des indications cliniques du dosage sérique de l'APS, une plus grande vigilance de la part des médecins et l'augmentation de l'incidence du cancer de la prostate avec l'âge. Chez les hommes âgés de 40 à 49 ans, on a observé un très faible taux de dosage sérique de l'APS, en particulier à des fins de dépistage.

Presque toutes les études ont signalé une augmentation des taux de dosage sérique de l'APS avec l'âge^{28,36–39}. Les résultats présentés ici sont semblables à ceux de l'enquête CTA réalisée en janvier 1995 auprès des hommes canadiens, dans laquelle 6 %, 13 % et 23 % des hommes âgés de 40 à 49 ans, 50 à 59 ans et 60 à 69 ans respectivement ont affirmé avoir déjà subi un dosage sérique de l'APS²⁸. On a relevé des taux de dosage sérique de l'APS beaucoup plus élevés dans une enquête postale menée en juin 1996 auprès des hommes de la ville de Québec, dans laquelle 21 %, 29 % et 24 % des hommes âgés de 50 à 59 ans, 60 à 69 ans et 70 ans et plus, respectivement,

avaient subi un dosage sérique de l'APS au cours des 12 mois précédents⁴⁰. Les hommes atteints du cancer de la prostate ont été exclus de l'analyse. Ces taux sont beaucoup plus élevés que ceux qui ont été relevés dans la présente étude, bien que celle-ci ait évalué le nombre de dosages sériques de l'APS subis pendant toute la vie comparativement aux dosages subis au cours des 12 mois précédents. Le fait qu'une importante étude de dépistage du cancer de la prostate⁴¹ ait été réalisée dans la ville de Québec pourrait avoir contribué à sensibiliser non seulement les hommes mais encore les professionnels de la santé de la région de Québec au dosage sérique de l'APS.

Les taux plus élevés de dosage sérique de l'APS observés chez les Américains^{36,42} pourraient également être attribuables à une meilleure connaissance de ce test tant chez les hommes que chez les médecins. Une enquête réalisée auprès des hommes âgés de ≥ 50 ans et plus dans l'ensemble de l'État de New-York a révélé que 58 % des hommes connaissaient le dosage sérique de l'APS et que 64 % de ceux-ci avaient déjà subi ce dosage au moins une fois⁴³. En outre, des différences sur le plan de la méthodologie, de la période de référence, des milieux de soins et des politiques de dépistage pourraient expliquer en partie la variation des estimations de la prévalence.

Contrairement aux résultats de l'étude réalisée par Mercer et coll.²⁸, dans laquelle les médecins et les médias jouaient un rôle équivalent dans la sensibilisation de la population au dosage sérique de l'APS, dans notre étude, ce sont surtout les médecins qui ont informé les patients de l'existence de ce test. Cet écart pourrait être attribuable aux différences dans la promotion médiatique du dépistage du cancer de la prostate entre les provinces qui ont des politiques différentes pour ce qui est du dosage sérique de l'APS. Le recours à ce dosage principalement chez les hommes qui avaient au moins une indication du dosage sérique de l'APS lorsque la question de ce test a probablement été soulevée dans l'investigation d'un problème clinique pourrait également expliquer ce phénomène.

Les profils de dosage sérique de l'APS fondés sur les renseignements fournis par

les répondants dans cet échantillon de l'ensemble de la population semblent correspondre aux lignes directrices de pratique clinique qui sont actuellement en vigueur en Alberta et aux restrictions antérieures imposées par cette province quant à l'usage de ce test. Les écarts importants dans les taux de dosage sérique de l'APS chez les hommes qui avaient et n'avaient pas d'indication du dosage sérique de l'APS dans les trois groupes d'âge montrent la mesure dans laquelle les indications cliniques du dosage sérique de l'APS expliquent les taux d'utilisation de ce test. Les indications cliniques du dosage sérique de l'APS sont suffisamment importantes chez les hommes âgés de 50 à 74 ans pour avoir un effet marqué sur les taux de dosage sérique de l'APS. L'usage de ce test chez les hommes qui présentent des indications cliniques pourrait expliquer l'augmentation rapide de l'incidence du cancer de la prostate en Alberta au début des années 1990.

D'autres enquêtes n'ont pas évalué le rôle des indications cliniques pour ce qui est d'expliquer les profils de dosage sérique de l'APS dans un échantillon de la population en général. Notons cependant que les taux de dosage sérique de l'APS étaient plus élevés chez les hommes présentant une HPB, des symptômes modérés ou importants des voies urinaires basses et des antécédents familiaux de cancer dans la Health Professionals Followup Study⁴⁴. Une enquête transversale sur les consultations des médecins de première ligne aux États-Unis a permis d'établir que le dosage sérique de l'APS était plus souvent réclamé chez les hommes de tous les groupes d'âge qui présentaient des symptômes des voies urinaires basses, avaient reçu un diagnostic d'HPB ou consultaient pour un bilan de santé⁴⁵.

Deux études portant sur des australiens qui avaient consulté leur médecin pour des infections ennuyeuses des voies urinaires basses ont révélé que ceux-ci étaient proportionnellement plus nombreux à avoir subi un dosage sérique de l'APS^{39,46}. Les variables explicatives les plus utiles du dosage sérique de l'APS dans un échantillon d'hommes âgés de 40 à 79 ans dans l'État de New South Wales, en Australie, étaient l'âge, la recommandation du méde-

cin et la présence de symptômes des voies urinaires basses⁴⁷.

Plusieurs raisons pourraient expliquer pourquoi certains hommes qui avaient au moins une indication clinique du dosage sérique de l'APS n'ont pas subi ce test. Premièrement, il est possible que certains hommes qui éprouvent des symptômes ne consultent pas un médecin. En effet, tous les hommes qui présentent des symptômes des voies urinaires basses ne se font pas soigner⁴⁸⁻⁵⁰. En Grande-Bretagne, un peu plus du tiers des hommes qui présentaient des symptômes urinaires importants et plus de la moitié (51,9 %) de ceux chez qui ces symptômes étaient modérés n'ont pas consulté leur médecin⁵¹. Deuxièmement, il est possible que le dosage sérique de l'APS n'ait pas été offert aux hommes qui consultaient un médecin pour un symptôme urinaire. Il est aussi possible que ce test n'ait pas été disponible au moment où ils ont reçu un diagnostic d'HPB. Enfin, il se peut que certains hommes aient refusé de subir ce dosage.

La prévalence des symptômes des voies urinaires inférieures dans l'échantillon de l'Alberta est quelque peu inférieure à celle qui a été signalée dans une étude sur le comté d'Olmsted⁵²⁻⁵³, une enquête postale réalisée auprès d'hommes en Grande-Bretagne⁵⁴ et une enquête comportant un questionnaire que les répondants devaient remplir eux-mêmes qui a été réalisée auprès d'un important échantillon consécutif d'Australiens consultant au cabinet du médecin⁵⁵. La prévalence supérieure des symptômes qui a été observée dans les études du comté d'Olmsted pourrait être partiellement attribuable à un biais de non-réponse, ce qui donnerait une prévalence supérieure de troubles urologiques parmi les participants à l'étude⁵⁶. Quarante pour cent des hommes de l'échantillon australien étaient âgés de > 70 ans, ce qui pourrait expliquer en partie l'estimation plus élevée à cause de la prévalence accrue de symptômes des voies urinaires basses avec l'âge.

La prévalence inférieure des symptômes dans l'échantillon de l'Alberta pourrait aussi être attribuable à la façon dont le questionnaire a été administré. Les entrevues téléphoniques donnaient des scores de symptômes AUA inférieurs aux scores

obtenus avec des questionnaires que les répondants remplissaient eux-mêmes⁵⁷. Une enquête téléphonique réalisée auprès d'un échantillon aléatoire d'Australiens a donné une prévalence de symptômes modérés/importants de 4 %, 11 %, 14 % et 18 % chez des hommes âgés de 40 à 49 ans, 50 à 59 ans, 60 à 69 ans et 70 à 79 ans, respectivement⁴⁷. Ces taux sont semblables aux taux de prévalence relevés dans l'échantillon de l'Alberta.

Notre étude est limitée par le fait que les estimations de la prévalence sont fondées sur l'autodéclaration. La validité de l'autodéclaration en ce qui concerne le dosage sérique de l'APS n'a pas été établie au Canada. Un échantillon de commodité de 276 patients de sexe masculin qui fréquentaient neuf cabinets de soins primaires dans le nord-ouest de l'Ohio a révélé que la sensibilité et la spécificité de l'autodéclaration était de 74 % et 65 % comparativement aux dossiers médicaux⁵⁸. Par conséquent, 26 % des hommes qui composaient l'échantillon ignoraient ou étaient incapables de se rappeler s'ils avaient subi un dosage sérique de l'APS. Notons toutefois qu'une proportion supérieure d'hommes (35 %) dont le dossier médical n'indiquait pas qu'ils avaient subi un dosage sérique de l'APS ont faussement signalé avoir subi ce test.

On ignore si les résultats des études de validation réalisées aux États-Unis sont applicables au contexte albertain. En raison du biais de désirabilité sociale, il est possible que plus d'Américains déclarent faussement avoir subi un dosage afin de donner l'impression qu'il se sont conformés aux recommandations de dépistage du cancer de la prostate qui sont plus courantes aux États-Unis. Une étude de validation a été réalisée dans le cadre de la présente recherche et fera l'objet d'un rapport distinct.

La classification des hommes selon qu'ils avaient ou non une indication clinique du dosage sérique de l'APS dans l'étude actuelle était également fondée sur l'autodéclaration, y compris des antécédents d'HPB. Une comparaison de l'autodéclaration et des dossiers médicaux chez les sujets témoins d'une étude cas-témoins sur le cancer de la prostate choisis parmi les membres d'une importante organisation de soins de santé

intégrés a permis d'établir que les hommes avaient tendance à surdéclarer les maladies génito-urinaires pour lesquelles il n'existe aucun critère diagnostique explicite, dont l'HPB⁵⁹. Les auteurs ont toutefois conclu que l'autodéclaration pouvait fournir une estimation plus complète de l'HPB en raison du caractère incomplet des dossiers médicaux, de la variation importante entre les médecins et des périodes de référence différentes couvertes par les dossiers médicaux.

Les principaux points forts de l'étude en cours sont l'échantillon tiré de l'ensemble de la population, l'utilisation d'une mesure valable et fiable des symptômes des voies urinaires basses et une taille d'échantillon suffisamment importante pour permettre le calcul des taux selon l'âge de dosage sérique de l'APS. Nous avons relevé des effets importants dus à l'âge, ce qui met en lumière l'utilité des estimations selon l'âge. La taille de l'échantillon était suffisante pour fournir des estimations raisonnablement précises de l'utilisation du dosage sérique de l'APS dans le sous-groupe d'hommes n'ayant aucune indication à cet égard qui étaient considérés comme admissibles au dépistage. Le taux de coopération de 65 % se compare favorablement au taux de réponse obtenu dans le cadre d'autres enquêtes CTA en général⁶⁰⁻⁶¹ et des enquêtes menées auprès des hommes au sujet du cancer de la prostate, en particulier^{28,43,62}. La comparaison avec les données du recensement a indiqué que l'échantillon CTA était représentatif des hommes de l'Alberta dans ces trois groupes d'âge en ce sens que les caractéristiques démographiques augmentaient la généralisabilité des résultats.

Les recommandations actuelles font ressortir l'importance d'informer les hommes au sujet des avantages et des inconvénients éventuels du dépistage du cancer de la prostate et de les faire participer à la décision de se soumettre ou non au dépistage⁶³⁻⁶⁴. La possibilité que le recours au dosage sérique de l'APS augmente à mesure que les hommes sont informés de l'existence de cette modalité de dépistage est démontrée par les taux supérieurs de dépistage par dosage sérique de l'APS chez les hommes de tous les groupes d'âge qui connaissent l'existence de ce test. L'éducation concernant le dépistage du cancer

de la prostate devrait veiller à ce qu'on accorde l'attention nécessaire aux avantages et aux inconvénients à mesure que les hommes prennent connaissance de cette modalité de dépistage. Il faudrait effectuer des recherches sur la façon dont les médecins et les hommes répondent à cette demande potentielle.

On peut conclure que le dépistage du cancer de la prostate par dosage sérique de l'APS était peu fréquent en Alberta six ans après l'introduction de ce test et juste après la publication des lignes directrices de pratique clinique concernant le dépistage du cancer de la prostate. Certaines données indiquent qu'une recommandation de lignes directrices de pratique clinique à l'encontre du dépistage du cancer de la prostate en Saskatchewan a réduit l'usage de ce test par les médecins de famille³⁴. Ces résultats fournissent des données de référence à partir desquelles on pourra évaluer les changements dans les taux de dépistage du cancer de la prostate après la publication des lignes directrices de pratique clinique et l'introduction de programmes d'éducation et de sensibilisation portant sur le dépistage du cancer de la prostate.

Remerciements

Cette recherche a été financée par une subvention de l'Institut national de cancer du Canada (subvention n° 007339) avec des fonds recueillis par la Société canadienne du cancer.

Références

1. Institut national du cancer du Canada. *Statistiques canadienne sur le cancer 1995*. Toronto, Canada, Institut national du cancer du Canada.
2. Levy I. Le cancer de la prostate au Canada : Incidence et taux de mortalité. *Maladies chroniques au Canada* 1995; 16(1):S2-S6.
3. Levy IG, Gibbons L, Collins JP, Perkins DG, Mao Y. Prostate cancer trends in Canada: rising incidence or increased detection? *Journal de l'Association médicale canadienne* 1993; 149(5):617-624.
4. Lu-Yao GL, Greenberg ER. Changes in prostate cancer incidence and treatment in USA. *Lancet* 1994; 343(8892):251-254.

5. Gilliland F, Becker TM, Smith A, Key CR, Samet JM. Trends in prostate cancer incidence and mortality in New Mexico are consistent with an increase in effective screening. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev* 1994; 3(2):105-111.
6. Potosky AL, Miller BA, Albertsen PC, Kramer BS. The role of increasing detection in the rising incidence of prostate cancer. *JAMA* 1995; 273(7):548-552.
7. Merrill RM, Feuer EJ, Warren JL, Schussler N, Stephenson RA. Role of transurethral resection of the prostate in population-based prostate cancer incidence rates. *Am J Epidemiol* 1999; 150(8):848-860.
8. Skarsgard D, Tonita J. Prostate cancer in Saskatchewan Canada, before and during the APS era. *Cancer Causes Control* 2000; 11(1):79-88.
9. Stephenson RA, Smart CR, Mineau GP, James BC, Janerich DT, Dibble RL. The fall in incidence of prostate carcinoma. On the down side of a prostate specific antigen induced peak in incidence—data from the Utah Cancer Registry. *Cancer* 1996; 77(7):1342-1348.
10. Wingo PA, Landis S, Ries LA. An adjustment to the 1997 estimate for new prostate cancer cases. *Cancer* 1997; 80(9):1810-1813.
11. Threlfall TJ, English DR, Rouse IL. Prostate cancer in Western Australia: trends in incidence and mortality from 1985 to 1996. *Med J Aust* 1998; 169(1):21-24.
12. Jacobsen SJ, Katusic SK, Bergstralh EJ, Oesterling JE, Ohrt D, Klee GG et al. Incidence of prostate cancer diagnosis in the eras before and after serum prostate-specific antigen testing. *JAMA* 1995; 274(18):1445-1449.
13. Legler JM, Feuer EJ, Potosky AL, Merrill RM, Kramer BS. The role of prostate-specific antigen (APS) testing patterns in the recent prostate cancer incidence decline in the United States. *Cancer Causes Control* 1998; 9(5):519-527.
14. Feightner JW, editeur. *Dépistage du cancer de la prostate*. Groupe d'étude canadien sur l'examen médical périodique. 916-930. 1994. Ottawa, Santé Canada.
15. Green CJ, Hadorn D, Bassett K, Kazanjian A. *Prostate Specific Antigen in the Early Detection of Prostate Cancer*. BCOHTA 93:6D, 1-66. 1993. Vancouver, BC, BC Office of Health Technology Assessment, Centre for

- Health Services & Policy Research. Discussion Paper Series.
16. Health Services Utilization and Research Commission. *The APS Test in Early Detection of Prostate Cancer: Final Report*. Health Services Utilization and Research Commission, editor. HSURC Final Report No. 4, 1–46. 1995. Saskatoon, Health Services Utilization and Research Commission.
 17. Conseil d'évaluation des technologies de la santé du Québec. *Le dépistage du cancer de la prostate : Évaluation des avantages, des effets indésirables et des coûts*. ISBN: 2-550-24675-6, 1–90. 1995. Montréal, Conseil d'évaluation des technologies de la santé du Québec.
 18. US Preventive Services Task Force. *Guide to clinical preventive services*. 2nd ed. Baltimore: Williams & Wilkins, 1996.
 19. American College of Physicians. Clinical Guideline: Part III. Screening for prostate cancer. *Ann Intern Med* 1997; 126(6): 480–484.
 20. Smith RA, Mettlin CJ, Davis KJ, Eyre H. American Cancer Society guidelines for the early detection of cancer. *CA Cancer J Clin* 2000; 50(1):34–49.
 21. American Urological Association (AUA). Prostate-specific antigen (APS) best practice policy. *Oncology* 2000; 14:267–272, 277–278,280,283–286.
 22. Alberta Clinical Practice Guideline Program. *Guideline for screening for prostate cancer in asymptomatic men*. 1996.
 23. Gerber GS, Chodak GW. Routine screening for cancer of the prostate. *J Natl Cancer Inst* 1991; 83(5):329–335.
 24. Catalona WJ, Richie JP, Ahmann FR, Hudson MA, Scardino PT, Flanigan RC et al. Comparison of digital rectal examination and serum prostate specific antigen in the early detection of prostate cancer: results of a multicenter clinical trial of 6,630 men. *J Urol* 1994; 151(5):1283–1290.
 25. Guess HA. Benign prostatic hyperplasia and prostate cancer. *Epidemiol Rev* 2001; 23(1):152–158.
 26. Mettlin C, Lee F, Drago J, Murphy GP. The American Cancer Society National Prostate Cancer Detection Project. Findings on the detection of early prostate cancer in 2425 men. *Cancer* 1991; 67(12):2949–2958.
 27. Stricker PD, Eisinger DR. Patient preference and prostate cancer screening. *Med J Aust* 1997; 167(5):240–241.
 28. Mercer SL, Goel V, Levy IG, Ashbury FD, Iverson DC, Iscoe NA. Prostate cancer screening in the midst of controversy: Canadian men's knowledge, beliefs, utilization, and future intentions. *Revue canadienne de santé publique* 1997; 88(5): 327–332.
 29. Barry MJ, Fowler FJ, Jr., O'Leary MP, Bruskewitz RC, Holtgrewe HL, Mebust WK et al. The American Urological Association symptom index for benign prostatic hyperplasia. The Measurement Committee of the American Urological Association. *J Urol* 1992; 148(5):1549–1557.
 30. Lehmann EL, D'Abbrera HJM. *Nonparametrics*. San Francisco: Holden-Day Inc., 1975.
 31. SAS Institute Inc. *SAS/STAT User's Guide, 4th ed*. Cary, North Carolina: SAS Institute Inc., 2001.
 32. Statistical Sciences. *S-PLUS User's Manual, Version 3.2 S-PLUS Version 3.4 Release 1 ed*. Seattle, Washington: StatSci, a division of MathSoft, Inc., 1993.
 33. Lavrakas PJ. *Telephone survey methods. Sampling, selection, and supervision*. 2nd ed. Newbury Park: SAGE Publications, 1993.
 34. Bunting PS, Miyazaki JH, Goel V. Laboratory survey of prostate specific antigen testing in Ontario. *Clin Biochem* 1998; 31(1):47–49.
 35. Bunting PS, Chong N, Holowaty EJ, Goel V. Prostate-specific antigen utilization in Ontario: extent of testing in patients with and without cancer. *Clin Biochem* 1998; 31(6):501–511.
 36. Cowen ME, Kattan MW, Miles BJ. A national survey of attitudes regarding participation in prostate carcinoma testing. *Cancer* 1996; 78(9):1952–1957.
 37. Eisen SA, Waterman B, Skinner CS, Scherrer JF, Romeis JC, Bucholz K et al. Sociodemographic and health status characteristics with prostate cancer screening in a national cohort of middle-aged male veterans. *Urology* 1999; 53(3):516–522.
 38. Close DR, Kristal AR, Li S, Patterson RE, White E. Associations of demographic and health-related characteristics with prostate cancer screening in Washington State. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev* 1998; 7:627–630.
 39. Pinnock CB, Weller DP, Marshall VR. Self-reported prevalence of prostate-specific antigen testing in South Australia: a community study. *Med J Aust* 1998; 169(1):25–28.
 40. Meyer F, Ghaffari C, Moore L, Labrecque M. Determinants of prostate cancer screening with APS in Quebec City, Canada. *Am J Epidemiol* 1998; 147:S9.
 41. Labrie F, Candas B, Dupont A, Cusan L, Gomez JL, Suburu RE et al. Screening decreases prostate cancer death: first analysis of the 1988 Quebec prospective randomized controlled trial. *Prostate* 1999; 38(2): 83–91.
 42. From the Centers for Disease Control and Prevention. Screening with the prostate-specific antigen test—Texas, 1997. *JAMA* 2000; 284(18):2313–2314.
 43. Steele CB, Miller DS, Maylahn C, Uhler RJ, Baker CT. Knowledge, attitudes, and screening practices among older men regarding prostate cancer. *Am J Public Health* 2000; 90(10):1595–1600.
 44. Meigs JB, Barry MJ, Giovannucci E, Rimm EB, Stampfer MJ, Kawachi I. High rates of prostate-specific antigen testing in men with evidence of benign prostatic hyperplasia. *Am J Med* 1998; 104(6):517–525.
 45. McNaughton CM, Stafford RS, Barry MJ. Age-specific patterns of prostate-specific antigen testing among primary care physician visits. *J Fam Pract* 2000; 49(2):169–172.
 46. Ward JE, Hughes AM, Hirst GH, Winchester L. Men's estimates of prostate cancer risk and self-reported rates of screening. *Med J Aust* 1997; 167(5):250–253.
 47. Perkins JJ, Sanson-Fisher RW, Clarke SJ, Youman P. An exploration of screening practices for prostate cancer and the associated community expenditure. *Br J Urol* 1998; 82(4):524–529.
 48. Jacobsen SJ, Guess HA, Panser L, Girman CJ, Chute CG, Oesterling JE et al. A population-based study of health care-seeking behavior for treatment of urinary symptoms. The Olmsted County Study of Urinary Symptoms and Health Status Among Men. *Arch Fam Med* 1993; 2(7):729–735.
 49. Jacobsen SJ, Girman CJ, Guess HA, Panser LA, Chute CG, Oesterling JE et al. Do prostate size and urinary flow rates predict health care-seeking behavior for urinary symptoms in men? *Urology* 1995; 45(1): 64–69.

50. Sladden MJ, Hughes AM, Hirst GH, Ward JE. A community study of lower urinary tract symptoms in older men in Sydney, Australia. *Aust N Z J Surg* 2000; 70(5): 322-328.
51. Hunter DJ, McKee CM, Black NA, Sanderson CF. Health care sought and received by men with urinary symptoms, and their views on prostatectomy. *Br J Gen Pract* 1995; 45(390):27-30.
52. Chute CG, Panser LA, Girman CJ, Oesterling JE, Guess HA, Jacobsen SJ et al. The prevalence of prostatism: a population-based survey of urinary symptoms. *J Urol* 1993; 150(1):85-89.
53. Girman CJ, Epstein RS, Jacobsen SJ, Guess HA, Panser LA, Oesterling JE et al. Natural history of prostatism: impact of urinary symptoms on quality of life in 2115 randomly selected community men. *Urology* 1994; 44(6):825-831.
54. Hunter DJ, McKee CM, Black NA, Sanderson CF. Urinary symptoms: prevalence and severity in British men aged 55 and over. *J Epidemiol Community Health* 1994; 48(6): 569-575.
55. Ward J, Sladden M. Urinary symptoms in older men, their investigation and management: is there an epidemic of undetected morbidity in the waiting room? *Fam Pract* 1994; 11(3):251-259.
56. Panser LA, Chute CG, Guess HA, Larsonkeller JJ, Girman CJ, Oesterling JE et al. The natural history of prostatism: the effects of non-response bias. *Int J Epidemiol* 1994; 23(6):1198-1205.
57. Rhodes T, Girman CJ, Jacobsen SJ, Guess HA, Hanson KA, Oesterling JE et al. Does the mode of questionnaire administration affect the reporting of urinary symptoms? *Urology* 1995; 46(3):341-345.
58. Jordan TR, Price JH, King KA, Masyk T, Bedell AW. The validity of male patients' self-reports regarding prostate cancer screening. *Prev Med* 1999; 28(3):297-303.
59. Zhu K, McKnight B, Stergachis A, Daling JR, Levine RS. Comparison of self-report data and medical records data: results from a case-control study on prostate cancer. *Int J Epidemiol* 1999; 28(3):409-417.
60. Smith TW. Trends in Non-Response Rates. *Int J Pub Opin Res* 1995; 7:157-171.
61. Kristal AR, White E, Davis JR, Corycell G, Raghunathan T, Kinne S et al. Effects of enhanced calling efforts on response rates, estimates of health behavior, and costs in a telephone health survey using random-digit dialing. *Public Health Rep* 1993; 108(3):372-379.
62. Slevin TJ, Donnelly N, Clarkson JP, English DR, Ward JE. Prostate cancer testing: behaviour, motivation and attitudes among Western Australian men. *Med J Aust* 1999; 171(4):185-188.
63. Forum national sur le cancer de la prostate. *Call for Action on Prostate Cancer. Report and Recommendations from the 1997 National Prostate Cancer Forum, Toronto, Canada Du 27 février au 2 mars 1997. 1997. Toronto, Société canadienne du cancer/Institut national du cancer du Canada.*
64. Société canadienne du cancer. *Directives favorisant la santé de la prostate. Progrès contre le cancer* 1999; 53:2-3. ■

Recension de livre

Territoire et vieillissement

Jean-Pierre Thouez

Paris, Presses universitaires de France, 2001
111 pp; ISBN 2 13 052363 3; \$13.95 (CDN)

Dans cette plaquette, qui fait partie d'une collection spécialisée intitulée «Médecine et société», Jean-Pierre Thouez de l'Université de Montréal examine la question du vieillissement d'un point de vue social, et plus particulièrement sous le rapport de la santé et de la géographie. Cette approche examine les interrelations entre les personnes et l'espace : l'incapacité de la personne âgée a en effet des répercussions spatiales car les possibilités de vie autonome dans la collectivité et d'insertion sociale de la personne âgée handicapée sont fonction des soutiens ou des barrières créés par l'environnement physique et le milieu social. Dans cette optique, Thouez analyse l'impact de l'incapacité chez les personnes âgées sur le financement et la prestation des services sociaux et des soins de santé à l'échelle locale, régionale et nationale.

Dans la première partie, Thouez décrit succinctement les principaux éléments du vieillissement comme expérience individuelle et comme phénomène social. Il insiste sur l'aspect multidimensionnel (biophysique, cognitif et social) et l'hétérogénéité du vieillissement de l'individu : caractéristiques biologiques, choix personnels, parcours de vie, profession et culture déterminent le rythme du vieillissement. Quant au sens flou attribué au terme «vieillesse», Thouez cite l'observation perspicace d'Henripin et de Loriaux concernant l'écart entre l'augmentation de l'espérance de vie en santé et l'âge de plus en plus précoce de la retraite : «Si la vieillesse biologique recule, celle de la vieillesse sociale progresse». L'auteur décrit également la transition épidémiologique de la prévalence des maladies infectieuses à celle des maladies chroniques qui résulte du vieillissement et examine les modèles de classification des maladies chroniques d'après leur lien direct ou indirect avec l'âge.

La deuxième partie porte sur la conception et la mesure de l'incapacité et leur application dans les programmes et politiques de santé. L'auteur présente un excellent bilan critique de l'évolution de la notion d'incapacité et de handicap ainsi qu'un glossaire très utile des termes utilisés dans ce domaine (p. ex., autonomie, aide, incapacité, limitation d'activité, déficience, handicap). Des indicateurs clés et des instruments pour mesurer l'incapacité sont décrits et évalués, notamment les mesures standard des activités de la vie quotidienne (AVQ) et des activités instrumentales de la vie quotidienne (AIVQ). Thouez montre comment le souci d'identifier et de servir les personnes ayant des besoins et des ressources variés à l'échelle locale a mené à l'élaboration d'instruments comme le Système de mesure de l'autonomie fonctionnelle (SMAF) au Québec, alors que la nécessité de cerner de plus grandes caractéristiques démographiques pour l'affectation des ressources et l'élaboration de programmes à l'échelle régionale et nationale a suscité la réalisation d'enquêtes comme l'Enquête sur la santé et la limitation des activités (ESLA). Il décrit ensuite certaines approches régionales d'affectation des ressources adoptées au Canada et en France qui tiennent compte de certaines variables comme la taille et les besoins de la population âgée.

Territoire et vieillissement est une introduction claire et concise aux questions de politiques et de programmes de santé et sociaux liés au vieillissement et à l'incapacité. Conçu probablement au départ comme manuel à l'intention des étudiants dans le domaine des services sociaux, des soins de santé et de l'administration publique, cet ouvrage est aussi un bon document de référence pour les analystes gouvernementaux de la santé. Les encadrés sur les concepts clés, les modèles théoriques et les

Cote globale :

Bonne

Points forts :

Introduction concise et claire au vieillissement individuel et collectif et aux conséquences sociales, sanitaires et politiques de l'incapacité. Bonne présentation des concepts clés, des modèles théoriques et des instruments de mesure.

Points faibles :

Aucun cerné

Lecteurs :

Étudiants dans le domaine des sciences et des services sociaux et de santé, dispensateurs de services et planificateurs

Louise A Plouffe

Gestionnaire, Développement des connaissances
Division du vieillissement et des aînés
Direction générale de la santé de la population et de la santé publique
Santé Canada
Pré Tunney
IA : 1908A1
K1A 1B4

instruments de mesure sont particulièrement utiles. Même s'il s'agit d'un ouvrage de base, il soulève quelques questions stratégiques épineuses auxquelles sont confrontés au quotidien les décideurs, telles que la question de l'adoption d'une approche fondée sur les besoins ou sur les droits pour la prise en charge des incapacités et le problème des besoins non comblés dans le cadre de l'affectation des ressources. Dernière qualité et non la moindre, le livre peut se lire facilement en un jour. ■

Calendrier des événements

du 24 au 26 octobre 2002 Halifax (Nouvelle-Écosse)	«Health Research in Rural and Remote Canada: Meeting Challenges and Creating Opportunities»	Tél. : (807) 343-2136
du 24 au 26 octobre 2002 Montréal (Québec)	«Vieillesse et société : Avoir prise sur l'avenir» Réunion de l'Association canadienne de gériatrie	Association canadienne de gérontologie 100-824, rue Meath Ottawa (Ontario) K1Z 6E8 Tél. : (613) 728-9347 Fax : (613) 728-8913 Courriel : info@cagacg.ca < www.cagacg.ca >
du 3 au 5 novembre 2002 Winnipeg (Manitoba)	«Injury Prevention Beyond 2002» 8th Annual Conference of the Canadian Coalition for Agricultural Safety and Rural Health	Canadian Coalition for Agricultural Safety and Rural Health 103 Hospital Drive, Box 76 Saskatoon (Saskatchewan) S7N 0W8 Tél. : (306) 966-8499 Fax : (306) 966-8891
du 29 novembre au 1^{er} décembre 2002 Toronto (Ontario)	«Les déterminants sociaux de la santé» L'état actuel et les implications des politiques	Centre pour la Justice sociale 489, rue College, Suite 303 Toronto (Ontario) M6G 1A5 Tél. : (416) 927-0777 Fax : (416) 927-7771 Sans frais : 1-888-803-8881 Courriel : conference@socialjustice.org < www.socialjustice.org/conference >
du 1^{er} au 4 décembre 2002 Ottawa (Ontario)	«Science et politique en action» La troisième conférence nationale sur le tabagisme ou la santé	Date limite pour le dépôt des communications : 14 juin 2002 Taylor & Associates 18-5370 chemin Canotek Gloucester (Ontario) K1J 9E8 Tél. : (613) 747-0262 Fax : (613) 745-1846 Courriel : stmartin@taylorandassociates.ca < www.taylorandassociates.ca >
du 19 au 21 février 2003 St. Louis (Missouri) États-Unis	«Gateway to Lifelong Health: The Community Connection» 17 th National Conference on Chronic Disease Prevention and Control	Department of Health and Human Services Centers for Disease Control and Prevention Mail Stop K-11 Atlanta, GA 30341-3717 USA < www.cdc.gov/nccdphp/conference >
du 12 au 16 mai 2003 Vancouver (Colombie- Britannique)	«Child Health 2003» 3 rd World Congress & Exposition	Venue West Conference Services Ltd. Tél. : (604) 681-5226 Fax : (604) 681-2503 Courriel : congress@venuewest.com
du 21 au 25 septembre 2003 Orlando (Florida) États-Unis	5 th International Symposium on the Role of Soy in Preventing and Treating Chronic Disease	American Oil Chemists' Society PO Box 3489 Champaign IL 61826-3489 USA Tel. : (217) 359-2344 Fax : (217) 351-8091 Courriel : meetings@aocs.org Information : Mindy M. Cain à mindyc@aocs.org < www.aocs.org/meetings.soy03 >
du 13 au 16 juin 2004 Milan, Italie	«Technology, Bridging the Digital Divide – Strategies for Global Heart Health»	5 th International Heart Health Conference Courriel : sihh@g8cardio.org < www.g8cardio.org >



Photo d'arrière-plan : Robert Moncion
Photo en médaillon : Santé Canada galerie de photos