



N° 82-003-XIF au catalogue

Rapports sur la santé

Vol. 16, n° 1



- Fumée secondaire
- Cancer du sein : hospitalisation
- Salles d'urgence
- Visites chez le dentiste
- Problèmes de vision



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à : Division de la statistique de la santé, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (téléphone : (613) 951-1746).

Pour obtenir des renseignements sur l'ensemble des données de Statistique Canada qui sont disponibles, veuillez composer l'un des numéros sans frais suivants. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel ou visiter notre site Web.

Service national de renseignements	1 800 263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1 800 363-7629
Renseignements concernant le Programme des bibliothèques de dépôt	1 800 700-1033
Télécopieur pour le Programme des bibliothèques de dépôt	1 800 889-9734
Renseignements par courriel	infostats@statcan.ca
Site Web	www.statcan.ca

Renseignements sur les commandes et les abonnements

Le produit n° 82-003-XPF au catalogue est publié trimestriellement en version imprimée standard et est offert au prix de 22 \$ CAN l'exemplaire et de 63 \$ CAN pour un abonnement annuel. Les frais de livraison supplémentaires suivants s'appliquent aux envois à l'extérieur du Canada :

	Exemplaire	Abonnement annuel
États-Unis	6 \$ CAN	24 \$ CAN
Autres pays	10 \$ CAN	40 \$ CAN

Ce produit est aussi disponible sous forme électronique dans le site Web de Statistique Canada, sous le n° 82-003-XIF au catalogue, et est offert au prix de 17 \$ CAN l'exemplaire et de 48 \$ CAN pour un abonnement annuel. Les utilisateurs peuvent obtenir des exemplaires ou s'abonner en visitant notre site Web à **www.statcan.ca** et en choisissant la rubrique « Nos produits et services ».

Les prix ne comprennent pas les taxes de vente.

La version imprimée peut être commandée par

- Téléphone (Canada et États-Unis) **1 800 267-6677**
- Télécopieur (Canada et États-Unis) **1 877 287-4369**
- Courriel **infostats@statcan.ca**
- Poste
Statistique Canada
Division de la diffusion
Gestion de la circulation
120, avenue Parkdale
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
- En personne au bureau régional de Statistique Canada le plus près de votre localité ou auprès des agents et librairies autorisés.

Lorsque vous faites part d'un changement d'adresse, veuillez nous fournir l'ancienne et la nouvelle adresse.

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois, et ce, dans la langue officielle de leur choix. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1 800 263-1136.



Statistique Canada
Division de la statistique de la santé

Rapports sur la santé

Volume 16, numéro 1

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2004

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique, ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada, K1A 0T6.

Octobre 2004

N° 82-003-XPF au catalogue, vol. 16, n° 1
ISSN 1492-7128

N° 82-003-XIF au catalogue, vol. 16, n° 1
ISSN 1209-1375

Périodicité : trimestrielle

Ottawa

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

SIGNES CONVENTIONNELS

Les signes conventionnels suivants sont employés uniformément dans les publications de Statistique Canada :

- . indisponible pour toute période de référence
- .. indisponible pour une période de référence précise
- ... n'ayant pas lieu de figurer
- P préliminaire
- r rectifié
- x confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
- E à utiliser avec prudence
- F trop peu fiable pour être publié

Le papier utilisé dans la présente publication répond aux exigences minimales de l'« American National Standard for Information Sciences » - « Permanence of Paper for Printed Library Materials », ANSI Z39.48 - 1984.



Au sujet de *Rapports sur la santé*

Rédactrice en chef
Christine Wright

Rédactrice principale
Mary Sue Devereaux

Rédactrice
Barbara Riggs

Rédacteur adjoint
Marc Saint-Laurent

Chargée de production
Nicole Leduc

Production et composition
Agnes Jones
Robert Pellarin

Vérification des données
Dan Lucas

Administration
Céline Desfonds

Rédacteurs associés
Owen Adams
Gary Catlin
Arun Chockalingham
Elizabeth Lin
Nazeem Muhajarine
Yves Péron
Georgia Roberts
Geoff Rowe
Eugene Vayda

R*apports sur la santé* est une publication produite tous les trimestres par la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada. Elle s'adresse à un large public, notamment les professionnels de la santé, les chercheurs, les décideurs, les enseignants et les étudiants. Elle vise à fournir des données exhaustives, pertinentes et de grande qualité sur l'état de santé de la population et le système de soins de santé. Elle traite de divers sujets sous la forme d'analyses originales et opportunes des données sur la santé et de l'état civil. L'information provient habituellement de bases de données administratives ou d'enquêtes nationales, provinciales ou territoriales.

Rapports sur la santé comporte les principaux volets suivants : « Travaux de recherche » et « Santé en bref ». Le volet « Travaux de recherche » présente des analyses approfondies soumises à un examen anonyme par des pairs et répertoriées dans Index Medicus et MEDLINE. Le volet « Santé en bref » offre de courts articles essentiellement descriptifs qui reposent principalement sur des données d'enquêtes et sur des données administratives produites par la Division de la statistique de la santé.

Vous trouverez des renseignements sur les commandes ou les abonnements sous la rubrique « Pour commander les publications ». D'autres renseignements peuvent être obtenus auprès des rédacteurs, *Rapports sur la santé*, Division de la statistique de la santé, Statistique Canada, 3^e étage, immeuble R.-H.-Coats, Ottawa, Ontario, Canada, K1A 0T6. Téléphone : (613) 951-1765. Télécopieur : (613) 951-4436.

Demandes de réimpression

Il est interdit de reproduire cette publication, en tout ou en partie, sans avoir reçu au préalable le consentement écrit de Statistique Canada. Pour obtenir ce consentement, on doit soumettre le formulaire *Demande d'autorisation de reproduction*. On peut se procurer ce formulaire auprès de l'agent de permission de la reproduction, Division du marketing, Statistique Canada, par télécopieur au (613) 951-1134.

Version électronique

Rapports sur la santé est une publication offerte aussi sous forme électronique, fichiers PDF. Il est possible de commander des numéros à l'unité, en utilisant une carte Visa ou MasterCard, à partir du site Web de Statistique Canada, de les télécharger et de les consulter avec l'aide d'Adobe Acrobat Reader. Pour commander un numéro récent de *Rapports sur la santé*, visitez notre site à l'adresse www.statcan.ca. Choisissez « Français » à la page d'accueil, puis « Nos produits et services » à la page suivante. Choisissez ensuite « Parcourir les publications Internet (PDF ou HTML) », « Payantes »; vous trouverez *Rapports sur la santé*, n° 82-003-XIF au catalogue, à la rubrique « Santé ».

Recommandation concernant les citations

La publication *Rapports sur la santé* est inscrite au catalogue de Statistique Canada sous un numéro unique : 82-003-XPF dans le cas de la version sur papier et 82-003-XIF dans le cas de la version électronique française. Ce numéro de catalogue permet de faciliter l'entreposage et la recherche de la publication en bibliothèque, que cela se fasse manuellement ou électroniquement. Ainsi, nous demandons que les auteurs qui citent un article de *Rapports sur la santé* dans d'autres documents publiés incluent le numéro au catalogue dans la citation.

Exemple :

G.F. Parsons, J.F. Gentleman et K.W. Johnston, « Chirurgie des anévrismes de l'aorte abdominale : différences selon le sexe », *Rapports sur la santé*, 9(1), 1997, p. 9-18 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).

Travaux de recherche

Exposition à la fumée secondaire – qui est à risque ? 9

Claudio E. Pérez

En 2003, environ le tiers des non-fumeurs étaient régulièrement exposés à de la fumée secondaire. Les jeunes à la fin de l'adolescence ou au début de la vingtaine sont ceux auxquels on associe les taux d'exposition les plus élevés. Dans l'ensemble, le risque d'exposition était le plus grand dans les endroits publics, mais le lieu où les non-fumeurs devaient faire face à une telle exposition à la fumée secondaire variait selon l'âge. De fait, le pourcentage de jeunes de 12 ans qui étaient exposés à de la fumée secondaire était plus élevé à la maison qu'il ne l'était dans les lieux publics.

Hospitalisations plus courtes pour le cancer du sein 19

C. Ineke Neutel, Ru-Nie Gao, Leslie Gaudette et Helen Johansen

La durée moyenne de l'hospitalisation des patientes atteintes d'un cancer du sein est passée d'un peu plus de deux semaines au début des années 1980 à moins de cinq jours à la fin des années 1990. Des diminutions de la durée de l'hospitalisation ont ainsi été observées peu importe le groupe d'âge, le stade de la tumeur ou le type d'intervention pratiquée.

Santé en bref

Utilisation des salles d'urgence 37

Gisèle Carrière

- *La salle d'urgence d'un hôpital est l'endroit où s'est rendu environ un Canadien de 15 ans et plus sur huit – soit quelque 3,3 millions de personnes – en 2003 à sa plus récente consultation médicale.*
- *Les adolescents et les personnes dans la jeune vingtaine, plus particulièrement les hommes, étaient les plus susceptibles de s'être présentés à l'urgence.*
- *La plupart des personnes qui s'étaient rendues à l'urgence d'un hôpital (73 %) ont dit avoir reçu des soins d'excellente ou de bonne qualité. Cependant, environ le quart des utilisateurs ont qualifiés les soins reçus de passables ou faibles, tandis que le cinquième d'entre eux se sont dits insatisfaits de la façon dont les soins avaient été dispensés.*

.....

Visites chez le dentiste 43

Wayne J. Millar

- *Près des deux tiers des personnes de 15 ans et plus ont dit en 2003 avoir consulté un dentiste l'année précédente; en 1978-1979, moins de la moitié l'avaient fait.*
- *La probabilité qu'une personne consulte un dentiste s'accroît avec le niveau de scolarité et le revenu.*
- *Quel que soit le niveau de revenu du ménage, le fait de disposer d'une assurance-soins dentaires contribue à accroître la probabilité de consulter un dentiste.*

Problèmes de vision chez les personnes âgées 49

Wayne J. Millar

- *Plus de 80 % de la population de 65 ans et plus avait un problème de vision en 2003.*
- *Seulement 4 % des personnes âgées, cependant, avaient un problème de vision non corrigé.*
- *La cataracte était une affection courante parmi les personnes âgées, celle-ci touchant 20 % d'entre elles, tandis que seulement 6 % étaient atteintes de glaucome.*

**Pour commander
les publications** 57

Information sur les produits et services de la Division de la statistique de la santé, y compris les prix et la façon de commander

Erratum

Volume 15, numéro 4

Maladie de Creutzfeldt-Jakob

Page 52

L'énoncé suivant est incorrect : « De 1979 à 2001, 599 décès ont été attribués à la maladie de Creutzfeldt-Jakob, dont un seulement était lié à l'ESB ». Le décès lié à l'ESB est en fait survenu en 2002.

The image features a vertical banner on the left side with a dark grey background. It contains stylized white and light grey graphics: a large human head profile at the top, a network of lines below it, and a gear with a stylized 'e' inside at the bottom. On the right side, the text is set against a white background.

Travaux de recherche

Des recherches et des analyses
approfondies effectuées dans les
domaines de la statistique de la
santé et de l'état civil

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Exposition à la fumée secondaire – qui est à risque?

Claudio E. Pérez

Résumé

Objectifs

Le présent article porte sur l'exposition à la fumée secondaire en 2003 dans différents endroits selon l'âge et le sexe et compare les indicateurs de l'exposition selon la province et la région sociosanitaire.

Source des données

Les données sont tirées de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2000-2001 et 2003 menée par Statistique Canada.

Techniques d'analyse

Les taux d'exposition à la fumée secondaire chez les non-fumeurs sont calculés selon l'âge, le sexe et le lieu pour la population à domicile de 12 ans et plus. L'analyse examine en outre les taux d'exposition en milieu de travail chez les non-fumeurs de 15 ans et plus qui ont un emploi. La prévalence de l'usage du tabac est exprimée en pourcentage de la population à domicile de 12 ans et plus.

Principaux résultats

En 2003, 33 % des non-fumeurs ont déclaré qu'ils étaient exposés régulièrement à la fumée secondaire. Le risque d'exposition était le plus élevé dans les lieux publics mais, quel que soit l'endroit, les taux d'exposition étaient plus élevés pour les hommes que pour les femmes. Les taux d'exposition variaient selon l'âge, atteignant un sommet au début de l'âge adulte. Toutefois, à la maison et au travail, plus les non-fumeurs étaient jeunes, plus ils étaient susceptibles d'être exposés à la fumée secondaire. Les disparités sur le plan de l'exposition à la fumée secondaire entre les provinces et les territoires et entre les régions sociosanitaires étaient considérables.

Mots-clés

Fumée de tabac environnementale (FTE), tabagisme passif, inhalation volontaire de fumée, tabagisme secondaire.

Auteur

Claudio E. Pérez (613-951-1733; Claudio.Perez@statcan.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé à Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

Les effets négatifs de l'exposition à la fumée secondaire sur la santé sont bien documentés¹⁻⁷ et généralement reconnus. L'Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997 menée par Statistique Canada révèle d'ailleurs que près des trois quarts des Canadiens estiment que la fumée secondaire peut provoquer des problèmes de santé chez les non-fumeurs. La plupart se disent aussi favorables à l'idée de fournir aux non-fumeurs un milieu de travail sans fumée, opinion partagée par une forte majorité de fumeurs⁸.

Les campagnes de santé publique visant à sensibiliser la population aux dangers de la fumée secondaire se sont multipliées. Nombreuses sont en outre les autorités à avoir adopté des lois destinées à restreindre l'usage du tabac dans les lieux publics et au travail⁹. Une telle évolution des lois et des attitudes à cet égard justifie certes de déterminer qui demeure à risque d'exposition à la fumée secondaire et dans quelle mesure. Aussi la présente analyse propose-t-elle de répondre à ces questions grâce aux données tirées de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001 et 2003 (voir *Méthodologie et Définitions*).

Le problème touche le tiers des non-fumeurs

En 2003, 33 % des non-fumeurs ont déclaré avoir été exposés à la fumée secondaire au cours du dernier mois. Ceux-ci y ont été exposés au cours de la plupart des jours, et ce, dans au moins l'un des quatre endroits suivants, soit dans un lieu public, au travail, à la maison ou dans un véhicule privé (tableau 1). Le lieu d'exposition à la fumée secondaire indiqué le plus souvent (les participants pouvaient indiquer plus d'un endroit) était les lieux publics, déclarés par 20 % des participants, suivis de la maison et du lieu de travail (11 % dans l'un et l'autre cas) et un véhicule privé (10 %). Ces taux d'exposition étaient pour la plupart demeurés

inchangés par rapport aux deux années précédentes (données non présentées). La proportion de non-fumeurs exposés à la fumée secondaire au travail faisait toutefois exception : en 2000-2001, le taux à cet égard était plus élevé, s'établissant à 13 %.

Quel que soit l'endroit, les hommes étaient plus susceptibles que les femmes d'être exposés à la fumée secondaire (graphique 1). Par exemple, chez les non-fumeurs, 23 % des hommes ont déclaré avoir été exposés à la fumée secondaire dans des lieux publics comparativement à 17 % des femmes. Quoique également significatifs statistiquement, les écarts entre les sexes en ce qui concerne l'exposition à la maison et dans les véhicules privés étaient moindres.

Méthodologie

Source des données

La présente analyse est fondée sur des données tirées de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001 et 2003 menée par Statistique Canada. L'ESCC est conçue pour recueillir des données transversales sur la santé de la population canadienne tous les deux ans. L'enquête a pour champ d'observation la population à domicile de 12 ans et plus des provinces et des territoires, sauf les habitants des réserves indiennes, des bases des Forces canadiennes et de certaines régions éloignées.

Le premier cycle (cycle 1.1) a commencé en septembre 2000 et s'est poursuivi pendant 14 mois. La majorité des interviews ont été menées en personne. Le taux de réponse pour le premier cycle était de 84,7 %, ce qui a donné un échantillon de 131 535 personnes. La présente analyse est fondée sur des données portant sur la population à domicile de 12 ans et plus habitant dans les provinces et les territoires. Parmi les participants à l'enquête, 95 339 étaient des non-fumeurs (pondérés pour qu'ils soient approximativement représentatifs de 19,1 millions de personnes) et donc à risque d'exposition à la fumée secondaire.

Le cycle 2.1 a débuté en janvier 2003 et s'est terminé en décembre de la même année. La plupart des interviews ont été menées par téléphone. Le taux de réponse était de 80,6 %, ce qui a donné un échantillon de 135 573 personnes. Parmi les participants à l'enquête, 102 950 étaient des non-fumeurs (pondérés pour qu'ils soient approximativement représentatifs de 20,4 millions de personnes).

Une description de la méthodologie de l'ESCC est disponible dans un rapport publié antérieurement¹⁰.

Techniques d'analyse

La prévalence de l'usage du tabac est exprimée sous forme de pourcentage de la population à domicile de 12 ans et plus. Les taux de prévalence pour l'exposition à la fumée secondaire sont exprimés sous forme de pourcentage de non-fumeurs. On a examiné les restrictions concernant l'usage du tabac au travail pour la population de non-fumeurs de 15 ans et plus. Les réponses codées « refus », « ne sait pas », « non déclaré » ou « sans objet » sont exclues des calculs.

Pour tenir compte du plan d'enquête complexe, les coefficients de variation et les valeurs *p* pour les différences entre les estimations ont été calculés au moyen de la méthode du *bootstrap*¹¹⁻¹³.

Limites

Le présent article repose sur des données autodéclarées. Les participants peuvent donner des réponses qu'ils considèrent comme acceptables socialement mais qui ne sont pas des descriptions exactes de leur comportement.

La question utilisée pour déterminer l'exposition à la maison ne porte pas directement sur la fumée secondaire mais plutôt sur les habitudes d'usage du tabac d'autres membres du ménage (voir *Définitions*). Il est possible que les personnes qui fument à la maison ne fument qu'en l'absence du non-fumeur ou dans des endroits isolés comme le garage.

Comme seule la population de 12 ans et plus fait partie du champ de l'ESCC, la présente analyse n'a pu porter sur l'exposition à la fumée secondaire des enfants de moins de 12 ans.

Les limites des régions sociosanitaires ne correspondent pas nécessairement aux municipalités qui ont adopté des lois sur l'usage du tabac.

Tableau 1

Pourcentage de non-fumeurs régulièrement exposés à la fumée secondaire dans certains endroits et prévalence de l'usage du tabac, selon la province ou le territoire, population à domicile de 12 ans et plus, 2003

	Exposition à la fumée secondaire					Prévalence de l'usage du tabac [†]
	Total (à au moins un endroit)	Lieux publics	Travail [†]	Maison	Véhicules privés	
Canada	33	20	11	11	10	23
Terre-Neuve-et-Labrador	35*	14*	16*	14*	15*	24
Île-du-Prince-Édouard	34	13*	18*	12	13	24
Nouvelle-Écosse	32	16*	14	13	13*	24
Nouveau-Brunswick	35*	19	16*	13*	12*	25
Québec	41*	27*	11	16*	12*	26*
Ontario	30*	18*	9*	9*	10	22*
Manitoba	33	20	13	11	11	23
Saskatchewan	38*	24*	20*	11	11	24
Alberta	35*	21	15*	9*	10	23
Colombie-Britannique	23*	12*	10	6*	7*	19*
Yukon	39*	23	16	13	15	28
Territoires du Nord-Ouest	47*	32*	10	15	18*	37*
Nunavut	40	21	6	15	18	65*

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003

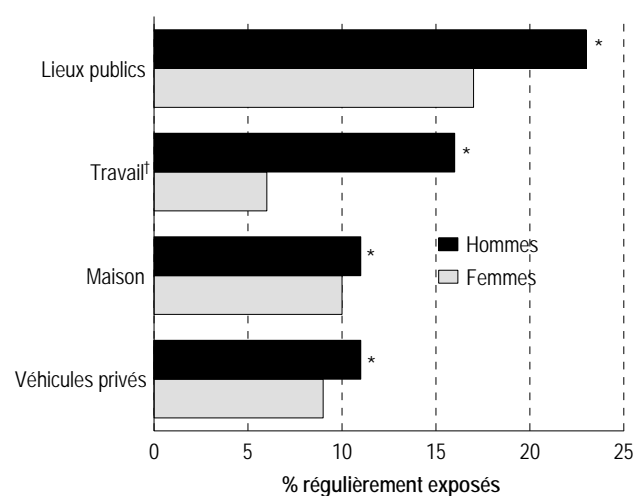
[†] Non-fumeurs de 15 ans et plus qui occupent un emploi dans un lieu où il y a peu de restrictions sur l'usage du tabac, voir aucune.

[‡] Tous les jours ou à l'occasion.

* Valeur significativement différente de l'estimation pour le Canada.

Graphique 1

Pourcentage de non-fumeurs régulièrement exposés à la fumée secondaire dans certains endroits, selon le sexe, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, 2003



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003

[†] Non-fumeurs de 15 ans et plus qui occupent un emploi dans un lieu où il y a peu de restrictions sur l'usage du tabac, voir aucune.

* Valeur significativement supérieure à l'estimation pour les femmes ($p < 0,05$).

Chez les non-fumeurs, le contraste le plus frappant entre les taux d'exposition à la fumée secondaire selon le sexe a été observé au travail. En 2003, 16 % des non-fumeurs masculins qui détenaient un emploi travaillaient dans un milieu où l'usage du tabac n'était pas restreint, comparativement à 6 % de leurs homologues de sexe féminin. Toutefois, les deux taux étaient inférieurs à ceux enregistrés deux ans plus tôt; à ce moment-là, 18 % des travailleurs et 8 % des travailleuses qui ne fumaient pas avaient déclaré avoir été exposés à la fumée des autres en milieu de travail (données non présentées). La plus grande exposition à la fumée secondaire chez les travailleurs de sexe masculin reflète leur représentation relativement élevée dans des professions des métiers, du transport et de la conduite de matériel ainsi que dans l'agriculture, la foresterie, la pêche et l'extraction minière (données non présentées). Une grande partie de ce travail est accomplie dehors, où les restrictions quant à l'usage du tabac ne s'appliquent généralement pas.

Graphique 2

Pourcentage de non-fumeurs régulièrement exposés à la fumée secondaire dans au moins un endroit[†], par année d'âge unique, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, 2003



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003

[†] Lieux publics, travail, maison, véhicules privés.

Les jeunes sont le plus à risque

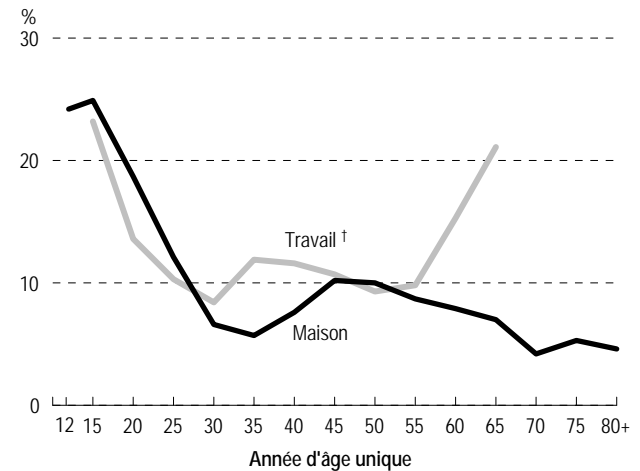
Il y a une association étroite entre l'âge et l'exposition à la fumée secondaire (graphique 2). En 2003, le pourcentage de non-fumeurs exposés régulièrement à la fumée secondaire dans au moins un endroit était de 37 % à 12 ans; à 20 ans, ce pourcentage était de 55 %. Entre 20 et 30 ans, les taux d'exposition avaient chuté fortement pour se stabiliser à environ 30 %, puis s'étaient maintenus autour de ce taux jusque vers 60 ans. Aux âges plus avancés, les taux d'exposition avaient diminué encore davantage pour s'établir à environ 10 % à 80 ans. Cette tendance reflète de façon générale les activités que mènent les personnes à différents âges et les milieux dans lesquels elles se trouvent le plus souvent, soit par nécessité, soit par choix.

Il y a peu d'options à la maison

Plus la personne est jeune, plus petit est le nombre d'options qui s'ouvrent à elle pour éviter la fumée secondaire, particulièrement à la maison. En 2003, environ le quart des non-fumeurs de 12 à 15 ans étaient exposés régulièrement à la fumée secondaire

Graphique 3

Pourcentage de non-fumeurs régulièrement exposés à la fumée secondaire à la maison ou qui occupent un emploi là où il y a peu de restrictions sur l'usage du tabac, voire aucune, par année d'âge unique, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, 2003



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003

[†] Non-fumeurs de 15 ans et plus qui occupent un emploi dans un lieu où il y a peu de restrictions sur l'usage du tabac, voire aucune.

à la maison. Le pourcentage a diminué avec l'âge pour s'établir à environ 6 % chez les personnes au milieu de la trentaine, puis a augmenté, passant à environ 10 % pour celles dans la mi-quarantaine (graphique 3). Il a baissé ensuite presque régulièrement pour s'établir à environ 5 % chez les personnes de 70 ans et plus, reflétant peut-être le phénomène des conjoints qui survivent à un partenaire fumeur. (L'ESCC ne fournit pas de données comparables sur l'exposition à la fumée secondaire des enfants de moins de 12 ans.)

Exposition à la fumée secondaire au travail

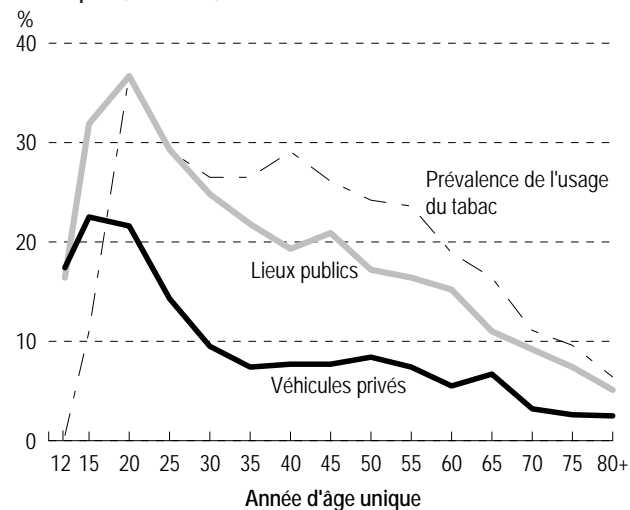
En 2003, parmi les non-fumeurs, les taux les plus élevés d'exposition à la fumée secondaire en milieu de travail ont été enregistrés par les travailleurs les plus jeunes et les plus âgés. Les taux d'exposition des non-fumeurs à la fumée secondaire en milieu de travail ont diminué à mi-chemin de l'adolescence jusqu'à la fin de la vingtaine, puis se sont stabilisés. Après l'âge de 55 ans, les taux d'exposition à la fumée secondaire au travail ont augmenté.

Plus de la moitié des travailleurs âgés de 15 à 20 ans travaillaient dans le domaine de la vente et des services, y compris les restaurants et les bars où il n'est pas toujours défendu de fumer (données non présentées). Des parts importantes de travailleurs plus âgés travaillaient dans le domaine de la vente et des services, ou dans les métiers, le transport ou la conduite de matériel, où relativement peu de restrictions sont imposées quant à l'usage du tabac.

Les sorties, la stabilité, le vieillissement

L'exposition des non-fumeurs à la fumée secondaire dans les lieux publics et dans les véhicules privés suit sensiblement les mêmes profils selon l'âge, les taux augmentant durant l'adolescence (graphique 4). En 2003, 16 % des jeunes de 12 ans étaient exposés régulièrement à la fumée secondaire dans les lieux publics et 17 % l'étaient dans un véhicule privé; chez les non-fumeurs de 19 ans, les taux correspondants étaient nettement plus élevés, ceux-ci étant de 37 % et 23 %. Cette hausse des taux d'exposition est parallèle à une augmentation de la prévalence de l'usage du tabac tout au long de l'adolescence. Moins de 1 % des jeunes de 12 ans fumaient en 2003, comparativement à 37 % des personnes âgées de

Graphique 4
Pourcentage de non-fumeurs régulièrement exposés à la fumée secondaire dans des lieux publics ou des véhicules privés, par année d'âge unique, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, 2003



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003

20 ans. Par conséquent, même des adolescents non-fumeurs peuvent avoir des amis qui fument. En outre, le temps passé dans des situations sociales où il n'y a peut-être pas de restrictions sur l'usage du tabac a tendance à augmenter.

L'exposition des non-fumeurs à la fumée secondaire dans les lieux publics et les véhicules privés diminue au début de la vingtaine. À ces âges, les personnes souvent fondent une famille. Elles peuvent alors passer vraisemblablement moins de temps dans des situations sociales où il y a usage du

Définitions

Durant les cycles 1.1 et 2.1 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, on a posé aux participants la question suivante : « Actuellement, fumez-vous des cigarettes tous les jours, à l'occasion ou jamais? » On a qualifié de *fumeurs au moment de l'enquête* les personnes qui ont déclaré fumer tous les jours ou à l'occasion.

La question suivante a été posée aux participants au cycle 1.1 : « Est-ce qu'un membre du ménage fume habituellement à l'intérieur de la maison? » (Oui/Non). Au cycle 2.1, la question était formulée ainsi : « En comptant les membres du ménage et les visiteurs réguliers, y a-t-il quelqu'un qui fume à l'intérieur de votre maison chaque jour ou presque chaque jour? »

Les participants de 12 ans et plus ont été interrogés comme suit : « Au cours du dernier mois, avez-vous été exposé à la fumée des autres chaque jour ou presque chaque jour :

... dans une automobile ou dans un autre véhicule privé? » (Oui/Non)

... dans des lieux publics (tels que les bars, les restaurants, les centres commerciaux, les arénas, les salles de bingo, les salles de quille)? (Oui/Non)

Les personnes de 15 ans et plus qui détenaient un emploi se sont vu poser la question suivante : « Dans votre lieu de travail, quelles sont les restrictions sur l'usage du tabac? » Les choix lus aux participants étaient :

1. Complètement défendu
2. Permis seulement dans des endroits désignés (les fumeurs doivent se rendre dans des endroits particuliers parce qu'il est généralement défendu de fumer)
3. Défendu seulement dans certains endroits (p. ex., les endroits où des produits inflammables sont entreposés)
4. Pas défendu du tout

Les participants qui ont indiqué l'un ou l'autre des deux premiers choix ont été considérés comme étant assujettis à des *restrictions sur l'usage du tabac au travail*.

tabac, ou bien un conjoint peut changer ses habitudes d'usage du tabac.

Les faibles taux d'exposition à la fumée secondaire chez les personnes âgées peuvent s'expliquer par le fait qu'elles passent encore moins de temps dans des lieux où il est permis de fumer.

Différences entre les provinces et les territoires

Les niveaux d'exposition à la fumée secondaire peuvent varier d'une province et d'un territoire à l'autre. En outre, les tendances ne sont pas toujours uniformes. Ainsi, une province peut avoir un taux d'exposition significativement élevé dans un endroit et un taux significativement faible dans un autre (tableau 1).

En 2003, l'Ontario et la Colombie-Britannique ont fait particulièrement bonne figure. En effet, dans ces deux provinces, les taux d'exposition à la fumée secondaire dans les lieux publics, au travail, à la maison et dans un véhicule privé étaient égaux ou significativement inférieurs au niveau national. Ces deux provinces avaient également les plus faibles proportions de fumeurs quotidiens ou occasionnels. Au Québec, par contre, où la prévalence de l'usage du tabac était élevée, les taux d'exposition à la fumée secondaire dans les lieux publics, à la maison et dans les véhicules privés étaient élevés.

Les provinces de l'Atlantique ont enregistré des taux d'exposition significativement faibles dans les lieux publics, mais des taux significativement élevés dans au moins l'un des autres endroits. Le Nouveau-Brunswick a cependant fait exception, puisque le taux d'exposition à la fumée secondaire dans des lieux publics y était égal au taux national, tandis que des taux significativement élevés ont été observés dans chacun des trois autres endroits.

En ce qui concerne les trois provinces des Prairies, les taux d'exposition observés au Manitoba, et ce, dans tous les lieux, n'étaient pas significativement différents des taux nationaux. L'Alberta a quant à elle fait état d'un taux élevé d'exposition à la fumée secondaire en milieu de travail, mais elle a cependant déclaré un faible taux d'exposition à la maison. En Saskatchewan, les taux étaient élevés dans les lieux publics et à la maison.

Dans les Territoires du Nord-Ouest, les taux d'exposition à la fumée secondaire étaient élevés dans les lieux publics et dans les véhicules privés. Au Yukon et au Nunavut, les taux dans tous les endroits étaient semblables à ceux observés dans l'ensemble du Canada, le Nunavut ayant toutefois la proportion la plus élevée de fumeurs quotidiens et occasionnels.

Même si les taux d'exposition à la fumée secondaire dans des endroits particuliers peuvent être significativement élevés ou faibles sur le plan provincial, ce n'est pas nécessairement le cas dans toutes les régions sociosanitaires de la province. Une province peut comprendre des régions sociosanitaires où les taux d'exposition à la fumée secondaire étaient significativement élevés et d'autres régions sociosanitaires où ces taux étaient faibles (tableau A en annexe).

Les lois visant à réduire l'exposition à la fumée secondaire ne peuvent évidemment s'appliquer aux domiciles ou aux véhicules privés, mais des centaines de municipalités ont adopté des lois qui visent à limiter l'usage du tabac dans les lieux publics et au travail¹⁴⁻²⁰. Toutefois, la portée des règlements et des décrets municipaux varie et les niveaux de conformité diffèrent d'une collectivité à l'autre²¹. De faibles taux d'exposition à la fumée secondaire dans les lieux publics et en milieu de travail sont généralement plus courants dans les grandes régions urbaines, tandis que des taux élevés le sont plus volontiers dans les régions rurales ou du nord où un nombre considérable d'habitants travaillent dans le secteur primaire.

Mot de la fin

La prévalence de l'usage du tabac connaît certes une baisse progressive. De même, la sensibilisation généralisée aux dangers de la fumée secondaire et les efforts législatifs visant à réduire l'exposition à la fumée des autres se poursuivent. Malgré cela, 20 % des non-fumeurs étaient, en 2003, régulièrement exposés à la fumée secondaire dans les lieux publics. Qui plus est, 11 % des non-fumeurs qui détenaient un emploi travaillaient dans un milieu où l'usage du tabac n'était visé par aucune restriction.

L'exposition à la fumée secondaire augmente durant l'adolescence pour atteindre son sommet au début de l'âge adulte. Toutefois, l'exposition varie selon l'endroit et son profil reflète les activités qui ont tendance à être menées à différents âges. L'exposition reflète également différents degrés de choix.

Dans certains cas, aucune option ne s'offre aux non-fumeurs. Par exemple, un enfant de 12 ans habitant dans un ménage où les parents fument, ou une personne qui travaille dans un milieu où l'usage du tabac n'est pas défendu, exerce peu de contrôle sur son exposition à la fumée secondaire. Dans d'autres cas, l'exposition à la fumée des autres peut être volontaire. Les adolescents peuvent passer du temps dans des situations sociales où l'usage du tabac est permis ou en voiture avec des amis qui fument.

Le rapport entre l'âge et l'exposition à la fumée secondaire à la maison est frappant. En 2003, le pourcentage d'enfants de 12 ans régulièrement exposés à la fumée secondaire à la maison était supérieur au pourcentage de ceux qui y étaient exposés dans les endroits publics, soit 24 % comparativement à 16 %.

Les dispositions législatives ne couvrent pas l'usage du tabac dans les endroits privés comme les maisons ou les véhicules. Néanmoins, les restrictions croissantes imposées à l'usage du tabac dans des lieux publics et au travail laissent supposer une sensibilisation de plus en plus grande aux dangers possibles. Les restrictions concernant l'usage du tabac dans ces endroits peuvent ultérieurement avoir un effet sur le comportement en privé^{22,23}.

Références

1. Surgeon General, U.S. Department of Health and Human Services, *The Health Consequences of Involuntary Smoking*. A Report of the Surgeon General, 1986, publication n° (PHS) 87-8398, Washington, DC, 1987.
2. National Research Council, Committee on Passive Smoking, Environmental Tobacco Smoke, *Measuring Exposures and Assessing Health Effects*, Committee on Passive Smoking, Board on Environmental Studies and Toxicology, National Research Council, Washington, National Academy Press, 1986.
3. Centre international de recherche sur le cancer, *Tobacco Smoking*, IARC Monographs on the Evaluation of the Carcinogenic Risk of Chemicals to Humans, vol. 38, Lyon, France, Organisation mondiale de la santé, Centre international de recherche sur le cancer, 1986.
4. U.S. Department of Health and Human Services, *Reducing the Health Consequences of Smoking: 25 years of Progress*, A Report of the Surgeon General, publication n° (CDC), Rockville, Maryland, Public Health Services, Center for Chronic Disease Prevention and Health Promotion, Office of Smoking and Health, 1989.
5. National Cancer Institute, *Health Effects of Exposure to Environmental Tobacco Smoke: The Report of the California Environmental Protection Agency*, Smoking and Tobacco Control Monograph n° 10, (NIH. No. 99-4645) Bethesda, Maryland, U.S. Department of Health and Human Services, National Institutes of Health, National Cancer Institutes, 1999.
6. U.S. Environmental Protection Agency, *Respiratory Health Effects of Passive Smoking (Also Known as Exposure to Secondhand Smoke or Environmental Tobacco Smoke - ETS)* (EPA/600/6-90/006F), Washington, DC, U.S. Environmental Protection Agency, Office of Research and Development, Office of Health and Environmental Assessment, 1992.
7. Centre international de recherche sur le cancer, *Tobacco Smoke and Involuntary Smoking*, IARC Monographs on the Evaluation of the Carcinogenic Risk of Chemicals to Humans, vol. 83, Lyon, France, Centre international de recherche sur le cancer, 2002.
8. N. Ross et C. Perez, « Attitudes à l'égard du tabac », *Rapports sur la santé*, 10(3), 1998, p. 23-34 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
9. Santé Canada, Politique, La Stratégie nationale : Aller vers l'avant, Rapport d'étape 2003 sur la lutte contre le tabagisme, Progrès réalisés dans les orientations stratégiques, disponible à : http://www.bc-sc.gc.ca/becc-sesc/tabac/politique/rap03/05_progres.html.
10. Y. Béland, « Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes - aperçu de la méthodologie », *Rapports sur la santé*, 13(3), 2002, p. 9-15 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
11. J.N.K. Rao, G.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
12. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 281-310.
13. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap Variance Estimation for the National Population Health Survey », *American Statistical Association: Proceedings of the Survey Research Methods Section*, Baltimore, Maryland, août 1999.
14. The City of Calgary, Guide to Calgary's updated Smoking Bylaw, disponible à : http://www.calgary.ca/docgallery/BU/environmental_management/smoking_brochure_final1.pdf.
15. The City of Edmonton, Bylaw 13333 Smoking Bylaw, disponible à : http://www.edmonton.ca/smokingbylaw/smoking_bylaw_13333.pdf.

16. Ville d'Ottawa, Règlement municipal dans les endroits publics – Résumé, disponible à : http://ottawa.ca/city_services/bylaws/municipal_bylaws/smoking/1_3_3_1_fr.shtml.
17. Ville d'Ottawa, Règlement municipal dans les lieux de travail – Résumé, disponible à : http://ottawa.ca/city_services/bylaws/municipal_bylaws/smoking/1_3_3_2_fr.shtml.
18. J. Drope et S. Glantz, « British Columbia Capital Regional District 100% smokefree bylaw: a successful public health campaign despite industry opposition », *Tobacco Control*, 12(3), 2003, p. 264-268.
19. Santé et Services sociaux du Québec, Plan Québécois de lutte contre le tabagisme 2001-2005, disponible à : <http://www.msss.gouv.qc.ca>.
20. Northwest Territories Health and Social Services, Smoke Alarm. A Summary Report on Smoking in the Northwest Territories, disponible à : <http://www.hlthss.gov.nt.ca/content/Publications/Reports/Tobacco/tobacco/tobacco.pdf>.
21. Santé Canada, Les faits, Répercussions des restrictions de l'usage du tabac en milieu de travail – Respect de la loi, disponible à : http://www.bc-sc.gc.ca/hecs-sesc/tabac/faits/travail/partie3_restrictions.html.
22. Santé Canada, Les faits, Répercussions des restrictions de l'usage du tabac en milieu de travail – Répercussions sur la consommation de cigarette et l'accoutumance, disponible à : http://www.bc-sc.gc.ca/hecs-sesc/tabac/faits/travail/partie3_impact_consommation.html.
23. Santé Canada, Les faits, Répercussions des restrictions de l'usage du tabac en milieu de travail – Répercussions sur la fréquence de l'usage du tabac, disponible à : http://www.bc-sc.gc.ca/hecs-sesc/tabac/faits/travail/partie3_impact_prevention.html.

Appendix

Tableau A

Pourcentage de non-fumeurs régulièrement exposés à la fumée secondaire dans les lieux publics et au travail et prévalence de l'usage du tabac, selon la région sociosanitaire, population à domicile de 12 ans et plus, 2003

Région sociosanitaire (code)	Exposition à la fumée secondaire			Région sociosanitaire (code)	Exposition à la fumée secondaire		
	Lieux publics	Travail [†]	Prévalence de l'usage du tabac [‡]		Lieux publics	Travail [†]	Prévalence de l'usage du tabac [‡]
			%				%
Canada	20	11	23	Région de Lanaudière (2414)	29*	14	28*
Terre-Neuve-et-Labrador	14*	16*	24	Région des Laurentides (2415)	32*	12	28
Health and Community Services St. John's Region (1001)	15	9 ^{E1}	22	Région de la Montérégie (2416)	26*	12	25
Health and Community Services Eastern Region (1002)	13*	17	26	Région des Terres-Cries-de-la-Baie-James (2418)	33*	17	46*
Health and Community Services Central Region (1003)	12*	20	22	Ontario	18*	9*	22
Health and Community Services Western Region (1004)	14	25*	26	District of Algoma Health Unit (3526)	27	9 ^{E1}	27
Grenfell Regional Health Services Board (1005)	8 ^{E2*}	36 ^{E1*}	23	Brant County Health Unit (3527)	14	9 ^{E1}	26
Health Labrador Corporation (1006)	20	8 ^{E2}	34	Durham Regional Health Unit (3530)	21	9	25
Île-du-Prince-Édouard	13*	18*	24	Elgin-St Thomas Health Unit (3531)	18	15 ^{E1}	24
West Prince (1101)	14 ^{E1}	28 ^{E1}	28	Grey Bruce Health Unit (3533)	7 ^{E1*}	13 ^{E1}	19
East Prince (1102)	17	22	24	Haldimand-Norfolk Health Unit (3534)	22	29*	29
Queens (1103)	12*	11 ^{E1}	22	Haliburton, Kawartha, Pine Ridge District Health Unit (3535)	22	13 ^{E1}	22
Kings (1104)	9 ^{E1*}	26*	26	Halton Regional Health Unit (3536)	14*	8 ^{E1}	21
Nouvelle-Écosse	16*	14	24	City of Hamilton Health Unit (3537)	17	11	23
Zone 1 (1201)	14	28*	26	Hastings and Prince Edward Counties Health Unit (3538)	19	13 ^{E1}	22
Zone 2 (1202)	12*	21 ^{E1}	28	Huron County Health Unit (3539)	21	24 ^{E1}	22
Zone 3 (1203)	11*	20 ^{E1}	28	Chatham-Kent Health Unit (3540)	18	13 ^{E1}	26
Zone 4 (1204)	8 ^{E1*}	15 ^{E1}	23	Kingston, Frontenac and Lennox and Addington Health Unit (3541)	18	12	26
Zone 5 (1205)	18	12 ^{E1}	28	Lambton Health Unit (3542)	18	15 ^{E1}	24
Zone 6 (1206)	19	9 ^{E1}	19	Leeds, Grenville and Lanark District Health Unit (3543)	18	14 ^{E1}	27
Nouveau-Brunswick	19	16*	25	Middlesex-London Health Unit (3544)	16	10	20
Region 1 (1301)	15	12	25	Muskoka-Parry Sound Health Unit (3545)	16	20 ^{E1}	22
Region 2 (1302)	24	16	23	Niagara Regional Area Health Unit (3546)	20	11	24
Region 3 (1303)	13*	14 ^{E1}	26	North Bay and District Health Unit (3547)	23	10 ^{E1}	25
Region 4 (1304)	22	24 ^{E1}	31	Northwestern Health Unit (3549)	25	11 ^{E1}	27
Region 5 (1305)	26	18 ^{E1}	27	City of Ottawa Health Unit (3551)	14*	5 ^{E1*}	20
Region 6 (1306)	25	25*	26	Oxford County Health Unit (3552)	16	15	24
Region 7 (1307)	17 ^{E1}	21 ^{E1}	27	Peel Regional Health Unit (3553)	19	8	21
Québec	27*	11	26*	Perth District Health Unit (3554)	14 ^{E1}	10 ^{E1}	23
Région du Bas-Saint-Laurent (2401)	32*	10 ^{E1}	22	Peterborough County-City Health Unit (3555)	18	15 ^{E1}	24
Région du Saguenay - Lac-Saint-Jean (2402)	34*	12 ^{E1}	27	Porcupine Health Unit (3556)	27	17	31*
Région de Québec (2403)	26*	7*	25	Renfrew County and District Health Unit (3557)	17	18	28
Région de la Mauricie et du Centre-du-Québec (2404)	30*	11 ^{E1}	23	Eastern Ontario Health Unit (3558)	17	12	25
Région de l'Estrie (2405)	25	11 ^{E1}	24	Simcoe County District Health Unit (3560)	20	14	25
Région de Montréal-Centre (2406)	24*	7*	27*	Sudbury and District Health Unit (3561)	18	7 ^{E1}	25
Région de l'Outaouais (2407)	24	11	26	Thunder Bay District Health Unit (3562)	28*	9 ^{E1}	29
Région de l'Abitibi- Témiscamingue (2408)	30*	14 ^{E1}	27	Timiskaming Health Unit (3563)	25	17 ^{E1}	29
Région de la Côte-Nord (2409)	32*	21 ^{E1}	29	Waterloo Health Unit (3565)	12*	10	23
Région du Nord-du-Québec (2410)	39*	14 ^{E1}	29	Wellington-Dufferin-Guelph Health Unit (3566)	17	13 ^{E1}	21
Région de la Gaspésie - Îles-de-la-Madeleine (2411)	28	17	27	Windsor-Essex County Health Unit (3568)	19	8 ^{E1}	21
Région de la Chaudière- Appalaches (2412)	27*	17 ^{E1}	24	York Regional Health Unit (3570)	18	8*	21
Région de Laval (2413)	28*	10	28	City of Toronto Health Unit (3595)	19	7*	20
				Manitoba	20	13	23
				Winnipeg Regional Health Authority (4610)	19	8	22
				Brandon Regional Health Authority (4615)	6 ^{E2*}	9 ^{E1}	23
				North Eastman Regional Health Authority (4620)	14 ^{E1}	17 ^{E1}	21

Région sociosanitaire (code)	Exposition à la fumée secondaire			Région sociosanitaire (code)	Exposition à la fumée secondaire		
	Lieux publics	Travail†	Prévalence de l'usage du tabac‡		Lieux publics	Travail†	Prévalence de l'usage du tabac‡
		%	%			%	%
South Eastman Regional Health Authority (4625)	25	21	23	Calgary Health Region (4822)	22	12	20
Interlake Regional Health Authority (4630)	22	18 ^{E1}	23	David Thompson Regional Health Authority (4823)	20	23*	27
Central Regional Health Authority (4640)	18	24*	22	East Central Health (4824)	27	29*	23
Assiniboine Regional Health Authority (4645)	20	25*	20	Capital Health (4825)	19	10	23
Parkland Regional Health Authority (4660)	27	28*	23	Aspen Regional Health Authority (4826)	30*	29*	28
Norman Regional Health Authority (4670)	33*	20 ^{E1}	29	Peace Country Health (4827)	26	22*	25
Burntwood/Churchill Regional Health Authority [§] (4680)	40*	15 ^{E1}	44	Northern Lights Health Region (4828)	26	19	30
Saskatchewan	24*	20*	24	Colombie-Britannique	12*	10	19*
Sun Country Regional Health Authority (4701)	26	33*	24	East Kootenay (5911)	10 ^{E1*}	15 ^{E1}	22
Five Hills Regional Health Authority (4702)	32*	22	24	Kootenay-Boundary (5912)	20 ^{E1}	16 ^{E1}	21
Cypress Regional Health Authority (4703)	24	25	19	Okanagan (5913)	12*	15	22
Regina Qu'Appelle Regional Health Authority (4704)	22	13	24	Thompson/Cariboo (5914)	9*	14	20
Sunrise Regional Health Authority (4705)	30*	29*	24	Fraser East (5921)	13*	16*	19
Saskatoon Regional Health Authority (4706)	24	15	24	Fraser North (5922)	12*	10	18
Heartland Regional Health Authority (4707)	16	36*	19	Fraser South (5923)	12*	8 ^{E1*}	15
Kelsey Trail Regional Health Authority (4708)	26	26 ^{E1}	21	Richmond (5931)	15	7 ^{E1*}	14*
Prince Albert Parkland Regional Health Authority (4709)	24	27*	25	Vancouver (5932)	14*	7 ^{E1*}	19*
Prairie North Regional Health Authority (4710)	20	29*	26	North Shore/Coast Garibaldi (5933)	12*	6 ^{E1*}	15*
Athabasca/Keewatin/Mamawetan Regional Health Authority ^{††} (4714)	30	19 ^{E1}	42	South Vancouver Island (5941)	8*	8 ^{E1}	18
Alberta	21	15*	23	Central Vancouver Island (5942)	13	6 ^{E2*}	23
Chinook Regional Health Authority (4820)	17	20	20	North Vancouver Island (5943)	13	20*	22
Palliser Health Region (4821)	20	20	28	Northwest (5951)	14 ^{E1}	13 ^{E2}	26
				Northern Interior (5952)	12*	15	24
				Northeast (5953)	19	13 ^{E1}	22
				Territoire du Yukon (6001)	23	16	28
				Territoires du Nord-Ouest (6101)	32*	10^{E1}	37*
				Nunavut (6201)	21^{E1}	F	65

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003

† Non-fumeurs de 15 ans et plus qui occupent un emploi dans un lieu où il y a peu de restrictions sur l'usage du tabac, voire aucune.

‡ Tous les jours ou à l'occasion.

§ La Churchill Regional Health Authority (4690) est fusionnée à la Burntwood Regional Health Authority (4680).

†† Athabasca Health Authority (4713), Mamawetan Churchill River Regional Health Authority (4711) et Keewatin Yatthe Regional Health Authority.

* Valeur significativement différente de l'estimation pour le Canada ($p < 0,05$).

E1 Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,0 %.

E2 Coefficient de variation compris entre 25,1 % et 33,3 %.

F Coefficient de variation supérieur à 33,3 %.

Hospitalisations plus courtes pour le cancer du sein

C. Ineke Neutel, Ru-Nie Gao, Leslie Gaudette et Helen Johansen

Résumé

Objectifs

Le présent article porte sur les tendances et les facteurs qui influent sur la durée de l'hospitalisation chez les patientes atteintes d'un cancer du sein qui ont été hospitalisées entre 1981 et 2000.

Sources des données

Les données hospitalières proviennent de la Base de données sur la morbidité hospitalière et de la Base de données de l'information sur la santé orientée vers la personne, toutes deux tenues à jour par Statistique Canada. Les données sur les nouveaux cas de cancer du sein sont tirées du Registre canadien du cancer et du Système national de déclaration des cas de cancer.

Techniques d'analyse

Les analyses descriptives présentent la durée de l'hospitalisation pour toutes les admissions à l'hôpital associées à un diagnostic primaire de cancer du sein. Ces renseignements sont fournis selon l'âge de la patiente, le stade de la tumeur, les états comorbides et les interventions chirurgicales, le tout présenté pour chacune des cinq sous-périodes de quatre ans qui composent la période de référence. La régression logistique a permis d'examiner les associations entre ces facteurs et la durée de l'hospitalisation.

Principaux résultats

Depuis le début des années 1980, la durée moyenne de l'hospitalisation pour le cancer du sein chez la femme a diminué, passant de 15,1 à 4,5 jours. Les diminutions ont été observées, peu importe le groupe d'âge, le stade de la tumeur, l'intervention pratiquée et les états comorbides. La durée moyenne de l'hospitalisation a d'abord commencé à diminuer dans les cas moins graves, puis même dans les cas les plus graves.

Mots-clés

Mastectomie, chirurgie mammaire conservatrice, comorbidité.

Auteurs

C. Ineke Neutel (613-957-2624; ineke_neutel@hc-sc.gc.ca), Ru-Nie Gao et Leslie Gaudette travaillent au Centre de prévention et de contrôle des maladies chroniques, à Santé Canada; Helen Johansen (613-951-4273; Helen.Johansen@statcan.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé à Statistique Canada.

Au cours des deux dernières décennies, l'incidence du cancer du sein chez la femme — c'est-à-dire le nombre de nouveaux cas diagnostiqués chaque année — a augmenté¹. Pourtant, lorsqu'elles sont mesurées en nombre annuel de journées d'hospitalisation, les ressources affectées au traitement du cancer du sein ont diminué de façon constante et appréciable. Ainsi, les données des 20 dernières années en matière d'hospitalisation liée au cancer du sein révèlent que la baisse tient en grande partie à une réduction de la durée moyenne de l'hospitalisation chez les patientes atteintes d'un tel cancer. Comme la durée de l'hospitalisation est un déterminant clé de l'utilisation des hôpitaux², cette diminution de l'utilisation des ressources hospitalières, qui a coïncidé avec une augmentation apparente de la demande de traitement du cancer du sein, peut avoir des répercussions sur la planification des soins de santé.

Méthodologie

Sources des données

Les données du présent article proviennent de la Base de données sur la morbidité hospitalière, qui est tenue à jour par Statistique Canada. Cette base de données contient des enregistrements de toutes les hospitalisations de patients dans toutes les provinces. Au moment de la sortie de l'hôpital, un résumé de sortie est rédigé pour chaque séjour à l'hôpital. La présente analyse se fonde sur le cumulatif des enregistrements à l'égard des exercices de 1981-1982 à 2000-2001 (1^{er} avril 1981 au 31 mars 2001) (tableau A en annexe). Pour faciliter la lecture de l'article, les exercices sont présentés sous forme d'année unique, par exemple, l'exercice allant du 1^{er} avril 1981 au 31 mars 1982 est 1981.

Certains des résultats sont tirés de la Base de données de l'information sur la santé orientée vers la personne, une base de données qui permet d'analyser les enregistrements individuels des patients. Ces données sont disponibles depuis l'exercice 1994-1995.

Les données sur les nouveaux cas de cancer sont tirées du Registre canadien du cancer et du registre précédent, le Système national de déclaration des cas de cancer.

Techniques d'analyse

L'analyse porte sur les admissions à l'hôpital de toutes les patientes ayant eu un diagnostic primaire de cancer du sein, peu importe le type de traitement ou de chirurgie subi. Toutes les visites à l'hôpital auxquelles un diagnostic primaire de cancer du sein a été associé ont été sélectionnées, conformément à la *Classification internationale des maladies, 9^e révision* (CIM-9)³. Les codes de cette classification ont également été utilisés pour classer par catégorie les admissions selon le stade de la tumeur du sein, c'est-à-dire selon qu'il s'agit d'une tumeur in situ, localisée, d'extension régionale ou d'extension à distance.

Les analyses descriptives sont présentées sous forme de fréquences et de pourcentages. La durée moyenne de l'hospitalisation a été calculée en divisant par le nombre d'admissions le nombre total de jours passés à l'hôpital par les femmes admises pour le traitement d'un cancer du sein. Comme une petite proportion d'hospitalisations étaient de très longue durée (parfois de plusieurs années), la durée maximale de l'hospitalisation a été plafonnée à 365 jours.

Sauf pour les données sur la réadmission, ce sont les admissions à l'hôpital plutôt que les personnes elles-mêmes qui constituent l'unité d'analyse, de sorte que les femmes hospitalisées plus d'une fois au cours d'une année sont comptées séparément chaque fois.

Des modèles de régression logistique ont été utilisés pour estimer l'effet de certaines variables sur la durée de l'hospitalisation. La durée de l'hospitalisation a été dichotomisée à la médiane (inférieure à, égale à ou supérieure à) de manière à pouvoir être utilisée comme variable catégorique plutôt que comme variable continue⁴. Pour chaque variable, la catégorie associée à l'hospitalisation plus courte a été désignée comme catégorie de référence.

L'existence d'autres affections influe sur la durée de l'hospitalisation chez les patientes atteintes d'un cancer du sein, même lorsque ces

affections ne sont pas liées au cancer du sein⁵. Pour tenir compte de l'effet de comorbidité dans la présente analyse, on a utilisé l'Indice de Charlson^{6,9}. Cet indice attribue une valeur à chaque état selon sa gravité. Ces valeurs sont ensuite additionnées de manière à produire un score total.

Limites

L'analyse est limitée par les données disponibles dans la Base de données sur la morbidité hospitalière et la Base de données de l'information sur la santé orientée vers la personne, lesquelles sont toutes deux fondées sur des données administratives et comprennent relativement peu de variables. Par exemple, pour la présente étude, les stades de la tumeur ont été dérivés à partir de codes diagnostiques de la CIM-9, bien que la détermination plus précise de ce stade effectuée pour les visites aux centres anticancéreux aurait été préférable. Si le cancer du sein n'était pas le diagnostic primaire, mais qu'il était inscrit dans une autre zone, l'enregistrement a été exclu de la présente étude. Toutefois, il n'est pas toujours possible de démêler les rapports entre les diagnostics (par exemple entre une tumeur métastatique et une autre tumeur primaire). En outre, les dossiers des hôpitaux ne comprennent pas de données complètes sur les états comorbides. On n'y consigne que des renseignements sur les états qui se rapportent aux soins prodigués (et facturés) durant le séjour de la patiente à l'hôpital.

Une limite importante de l'analyse tient à l'absence de renseignements sur les chirurgies d'un jour. Au cours de la dernière décennie, une proportion croissante de chirurgies mammaires conservatrices étaient des chirurgies d'un jour¹⁰ et, dans certains endroits, c'était même le cas des mastectomies¹¹. Par conséquent, les résultats de la présente analyse sont probablement biaisés, puisque, vraisemblablement, les cas les moins graves et les moins complexes sont sélectionnés pour les chirurgies d'un jour, alors que les chirurgies nécessitant une hospitalisation comprennent des cas différents. Toutefois, du point de vue des ressources affectées aux patientes hospitalisées, les résultats demeurent valides.

Des renseignements sur de nombreuses autres variables pouvant influencer sur la durée de l'hospitalisation n'étaient pas disponibles, dont le nombre de lits de soins de courte durée disponibles, la disponibilité d'autres installations pour les cas les plus graves et les niveaux de dotation en personnel. Les variations locales sur le plan de l'accès aux services qui pourraient influencer sur l'hospitalisation, comme les soins à domicile, n'ont pu ici être prises en compte. On ne disposait pas non plus de renseignements sur les modes de pratique clinique, qui peuvent varier d'un médecin à l'autre, d'un hôpital à l'autre et d'une région à l'autre. En outre, le cadre de l'analyse n'a pas permis de prendre en considération des facteurs liés à l'administration efficace d'un hôpital¹², comme les procédures d'admission et de sortie.

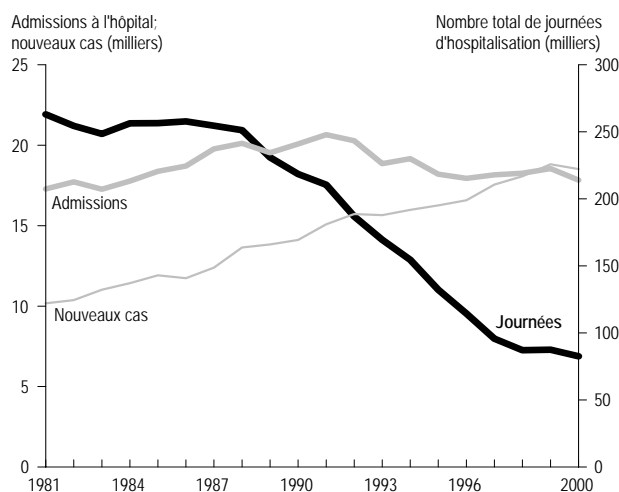
Les données relatives à l'information orientée vers la personne ne sont disponibles que depuis l'exercice 1994-1995. Par conséquent, aucun calcul des taux de réadmission pour l'ensemble de la période de référence (à partir de 1981-1982) n'a été possible.

Le présent article fait état de l'évolution de la durée de l'hospitalisation chez les patientes atteintes d'un cancer du sein entre 1981 et 2000. L'article repose sur des renseignements tirés de la Base de données sur la morbidité hospitalière tenue par Statistique Canada. Un premier volet cerne les déterminants de la durée de l'hospitalisation et cherche à savoir si l'importance de ces déterminants a évolué au cours de la période étudiée (voir *Méthodologie* et *Définitions*). L'analyse présente également les taux de réadmission dans les 60 jours des femmes qui ont subi une mastectomie ou une chirurgie mammaire conservatrice, d'après les données de 1994 à 2000.

Hospitalisations plus courtes ou nombre de jours moins élevé

Entre 1981 et 2000, le nombre de nouveaux cas de cancer du sein diagnostiqués chaque année a presque doublé, passant de 10 175 à 18 523 (graphique 1). Le nombre d'hospitalisations attribuables au cancer du sein a augmenté durant les 10 premières années de cette période, puis s'est stabilisé. Durant les années 1980, le nombre d'hospitalisations pour le cancer du sein a, chaque année, dépassé d'environ 50 % le nombre de nouveaux cas. En 2000, le nombre de nouveaux cas de cancer du sein était

Graphique 1
Nombre annuel d'admissions à l'hôpital, journées d'hospitalisation et nouveaux cas, cancer du sein, Canada, 1981 à 2000



Sources des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 2000-2001; Système national de déclaration des cas de cancer, 1981 à 1991; Registre canadien du cancer, 1992 à 2000

légèrement supérieur au nombre d'hospitalisations pour cette maladie.

Au cours des deux décennies de 1981 à la fin de 2000, le nombre total d'admissions à l'hôpital pour un diagnostic primaire de cancer du sein était de 388 146; ces admissions représentaient 3,87 millions de journées d'hospitalisation. Les admissions étaient réparties de façon relativement égale sur les 20 années, chaque période de quatre ans représentant environ 20 % du total (tableau 1). Toutefois, les journées étaient réparties de façon beaucoup moins

Tableau 1
Répartition en pourcentage des admissions à l'hôpital et des journées d'hospitalisation pour traitement du cancer du sein[†], Canada, par période de quatre ans, 1981-1984 à 1997-2000

	Admissions	Journées
Total, 1981 à 2000 (nombre)	388 146	3 865 730
	%	%
	100,0	100,0
1981-1984	18,2	26,0
1985-1988	20,2	26,0
1989-1992	21,5	22,3
1993-1996	20,1	15,1
1997-2000	20,0	9,4

Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 2000-2001

Nota : Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués.

[†] Diagnostic primaire.

égale : la première période, de 1981 à 1984, représentait 27 % du nombre total de journées d'hospitalisation, tandis que la dernière, de 1997 à 2000, n'en représentait que 9 %. La différence sur le plan de la répartition des admissions à l'hôpital et des journées d'hospitalisation tient essentiellement à la diminution de la durée moyenne de l'hospitalisation, qui est passée de 14,5 jours au cours de la première période à 4,7 jours au cours de la dernière période (tableau 2).

Bien entendu, au cours de ces deux décennies, la durée moyenne du séjour à l'hôpital pour toutes les causes d'hospitalisation confondues a diminué au fur et à mesure de l'évolution des techniques chirurgicales et du recours croissant aux chirurgies d'un jour, ce qui a permis de réduire les soins hospitaliers de longue durée. Néanmoins, la

Tableau 2

Durée moyenne de l'hospitalisation pour cancer du sein[†], par période de quatre ans, selon la province, le stade de la tumeur, la comorbidité, l'intervention et le statut au moment de la sortie de l'hôpital, Canada, 1981-1984 à 1997-2000

	1981-1984	1985-1988	1989-1992	1993-1996	1997-2000
	Journées				
Total	14,5	13,1	10,3	7,5	4,7
Province					
Terre-Neuve-et-Labrador	12,8	12,0	10,5	8,7	5,9
Île-du-Prince-Édouard	14,5	13,6	12,5	8,7	5,7
Nouvelle-Écosse	12,7	12,6	9,1	8,8	7,8
Nouveau-Brunswick	14,5	12,6	10,0	7,4	4,6
Québec	17,4	15,8	13,4	11,3	7,3
Ontario	13,8	12,2	8,9	5,6	3,2
Manitoba	15,4	14,0	11,3	7,8	6,2
Saskatchewan	14,8	13,2	11,8	7,4	4,3
Alberta	14,9	13,1	8,0	4,5	2,9
Colombie-Britannique	11,6	9,8	7,7	5,1	3,4
Stade de la tumeur					
In situ	8,2	6,6	4,8	3,2	2,3
Localisée	12,3	10,5	7,8	5,3	3,2
Extension régionale	11,3	10,1	7,7	5,1	3,2
Extension à distance	21,0	21,6	21,4	20,2	16,2
États comorbides (Indice de Charlson)					
0	13,8	12,4	9,7	7,0	4,4
1 à 2	22,6	20,9	17,1	12,0	7,2
3 et plus	25,7	23,3	21,8	21,9	10,0
Intervention					
Chirurgie mammaire conservatrice	7,9	7,2	5,7	3,5	2,2
Mastectomie	11,2	10,0	7,9	5,1	3,3
Autre	17,3	18,7	15,6	14,7	12,5
Aucune	23,1	21,1	20,2	19,2	12,7
Statut au moment de la sortie de l'hôpital					
Vivante	12,0	10,6	8,2	5,7	3,8
Décédée	33,5	33,4	29,7	28,7	20,6

Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 2000-2001
† Diagnostic primaire.

réduction du séjour à l'hôpital chez les patientes atteintes d'un cancer du sein a été beaucoup plus marquée que la diminution de la durée moyenne de l'hospitalisation pour toutes les causes d'hospitalisation confondues, qui est passée d'environ 11,5 jours à un peu moins de 9 jours.

Cette comparaison avec les séjours à l'hôpital dans l'ensemble est inévitablement brute, puisque plusieurs facteurs ont différents effets sur divers diagnostics. Cependant, même à une époque où, en générale, la durée de l'hospitalisation a diminué, celle

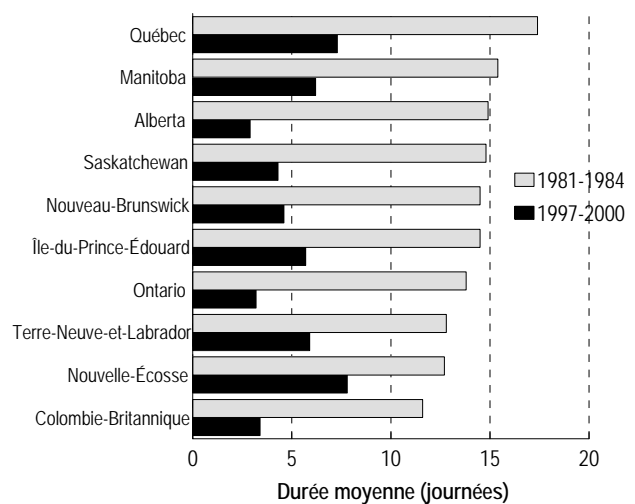
du séjour à l'hôpital pour le cancer du sein était peut-être un peu plus longue qu'on aurait pu s'y attendre. Au début des années 1980, la durée moyenne de l'hospitalisation d'une patiente atteinte d'un cancer du sein était d'environ trois jours de plus que la moyenne pour tous les patients des hôpitaux. Toutefois, à la fin de la période, la moyenne pour les patientes atteintes d'un cancer du sein correspondait à environ la moitié seulement de la moyenne globale.

Diminutions dans les provinces

La durée moyenne de l'hospitalisation chez les patientes atteintes d'un cancer du sein a diminué dans toutes les provinces, mais la portée de la diminution varie. Au début des années 1980, la moyenne allait de 11,6 jours en Colombie-Britannique à 17,4 jours au Québec (tableau 2, graphique 2). De 1997 à 2000, la durée de l'hospitalisation chez les patientes atteintes d'un cancer du sein était la plus longue en Nouvelle-Écosse et au Québec, soit de 7,8 et 7,3 jours en moyenne, respectivement. Elle était la plus courte en Alberta (2,9 jours), en Ontario (3,2 jours) et en Colombie-Britannique (3,4 jours).

Graphique 2

Durée moyenne de l'hospitalisation pour cancer du sein[†], selon la province, Canada, 1981-1984 et 1997-2000



Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 1984-1985 et 1997-1998 à 2000-2001
† Diagnostic primaire.

Au cours des deux décennies étudiées, les plus fortes diminutions de la durée moyenne de l'hospitalisation chez les patientes atteintes d'un cancer du sein ont été enregistrées en Alberta et en Ontario, et la diminution la plus faible, en Nouvelle-Écosse. Au départ, la durée de l'hospitalisation était la plus longue au Québec où, même si elle a diminué sensiblement, elle est restée parmi les plus longues, tandis que celle de la Colombie-Britannique était parmi les plus courtes.

Ces différences entre les provinces quant à la durée de l'hospitalisation peuvent être attribuables aux variations touchant les interventions hospitalières, les tendances en matière de traitement et le recours aux services de consultations externes¹³. Ces variations s'observent non seulement entre les provinces, mais aussi entre régions d'une province donnée¹⁴ et entre les régions urbaines et les régions rurales¹⁵.

L'âge n'a pas d'importance

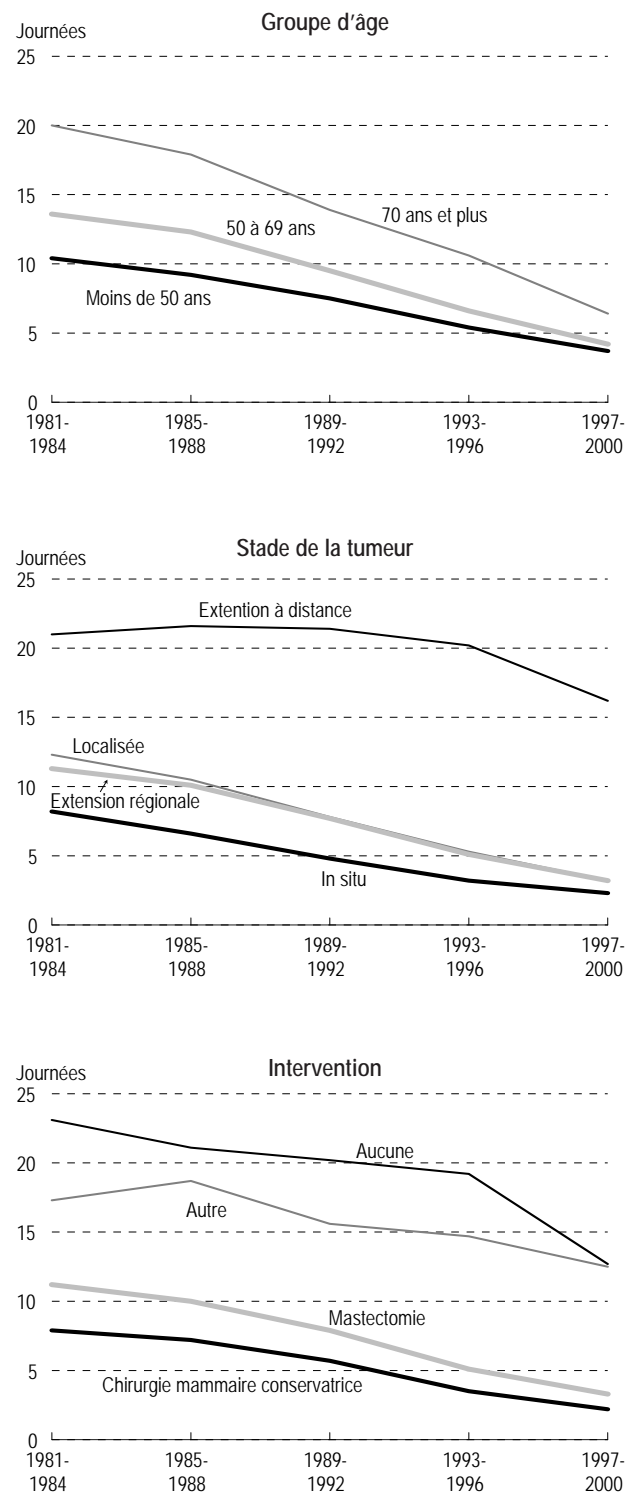
Au cours des deux décennies à l'étude, les patientes de 70 ans et plus représentaient 29 % des hospitalisations pour le cancer du sein, mais celles-ci ont constitué une part considérablement plus importante, soit 39 %, de toutes les journées d'hospitalisation imputables à cette maladie. Les séjours à l'hôpital sont donc généralement beaucoup plus longs chez les femmes âgées (tableau A en annexe). Néanmoins, de 1997 à 2000, la durée moyenne de l'hospitalisation chez les patientes de 70 ans et plus atteintes d'un cancer du sein avait diminué de façon frappante par rapport à ce qu'elle avait été de 1981 à 1984, passant de 20,0 à 6,4 jours (graphique 3). Les femmes plus jeunes avaient tendance à être hospitalisées moins longtemps, mais la durée moyenne du séjour à l'hôpital a aussi diminué fortement dans leur cas. La moyenne chez les femmes de 50 à 69 ans est passée de 13,6 à 4,2 jours et, pour les femmes de moins de 50 ans, de 10,4 à 3,7 jours.

Le stade de la tumeur est un facteur important

Le stade d'évolution de la maladie, c'est-à-dire la mesure dans laquelle le cancer s'est propagé, influe

Graphique 3

Durée moyenne de l'hospitalisation pour cancer du sein[†], selon le groupe d'âge, le stade de la tumeur, l'intervention et la période, Canada, 1981-1984 à 1997-2000



Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 2000-2001
† Diagnostic primaire.

sur la durée du séjour à l'hôpital des patientes atteintes d'un cancer du sein. Toutefois, pour tous les stades de tumeur, la durée moyenne de l'hospitalisation a diminué.

Les trois stades les moins graves du cancer du sein, soit les tumeurs in situ, localisées et d'extension régionale, entraînent les périodes d'hospitalisation les plus courtes et c'est dans leur cas que la durée moyenne de l'hospitalisation a diminué le plus (graphique 3). La durée moyenne de l'hospitalisation pour une tumeur du sein in situ a diminué progressivement, passant de 8,2 à 2,3 jours. La durée de l'hospitalisation a aussi diminué progressivement dans le cas des tumeurs localisées et d'extension régionale, passant d'environ 12 jours à tout juste un peu plus de 3 jours.

La durée de l'hospitalisation a bien entendu tendance à être plus longue si le cancer s'est propagé. Dans le cas d'une tumeur d'extension à distance, la durée moyenne de l'hospitalisation a moins diminué et cette diminution n'a été observée qu'à partir du milieu des années 1990. Auparavant supérieure à 20 jours, elle avait relativement peu diminué de 1997 à 2000, s'établissant à 16,2 jours.

Une maladie concomitante prolonge le séjour à l'hôpital

D'autres problèmes de santé graves comme la maladie cardiaque, le diabète et les problèmes du foie ou des reins peuvent prolonger la durée de l'hospitalisation d'une patiente atteinte d'un cancer du sein. La présence de telles maladies influe sur le traitement prodigué à ces patientes, le succès du traitement et la durée de la période de rétablissement¹⁶⁻¹⁹. De 1997 à 2000, les patientes atteintes d'un cancer du sein et dont le dossier médical hospitalier ne faisait aucunement mention d'un autre problème de santé ont passé en moyenne 4,4 jours à l'hôpital, comparativement à 7,2 jours pour celles qui avaient au moins un autre problème de santé grave. Toutefois, il s'agissait dans l'un et l'autre cas d'une diminution marquée par rapport au début des années 1980, lorsque la durée moyenne de l'hospitalisation était de 13,8 et de 22,6 jours, respectivement.

Interventions

Les interventions plus complexes ou plus longues entraînent généralement un plus long séjour à l'hôpital. Ainsi, une femme qui subit une mastectomie peut s'attendre à être hospitalisée plus longtemps qu'une femme qui subit une chirurgie mammaire conservatrice (CMC). Au début des années 1980, la durée moyenne de l'hospitalisation était de 11,2 jours dans le cas d'une mastectomie et de 7,9 jours dans le cas d'une CMC (graphique 3). La durée de l'hospitalisation dans le cas de l'une et de l'autre intervention a diminué au même rythme, de sorte que de 1997 à 2000, elle était de 3,3 jours pour la mastectomie et de 2,2 jours pour la CMC, la différence relative demeurant presque constante.

Les patientes atteintes d'un cancer du sein peuvent aussi être hospitalisées pour d'autres interventions telles que les transfusions sanguines, la chimiothérapie, la médecine nucléaire ou la radiothérapie diagnostique. (Les patientes ayant subi une mastectomie ou une CMC peuvent également avoir subi l'une de ces interventions durant l'hospitalisation pour l'opération.) La durée moyenne de l'hospitalisation pour la catégorie « autre intervention » a diminué, mais de façon moins marquée que dans le cas de la mastectomie et de la CMC, passant de 17,3 à 12,5 jours.

Un autre groupe de patientes atteintes d'un cancer du sein n'ont subi aucune intervention durant leur séjour à l'hôpital. Bien que dans leur cas, la durée moyenne de l'hospitalisation ait diminué de près de moitié, passant de 23,1 à 12,7 jours au cours des deux décennies à l'étude, comme dans le cas de la catégorie « autre intervention », elle est demeurée longue comparativement à la durée de l'hospitalisation à la suite d'une mastectomie ou d'une CMC.

On associe sans conteste aux catégories « autre » et « aucune intervention » une part appréciable de l'utilisation des ressources hospitalières. De 1981 à 1984, la durée moyenne de l'hospitalisation pour les deux groupes combinés était de 19,8 jours contre 10,3 jours pour les femmes ayant subi une chirurgie. De 1997 à 2000, la durée moyenne de l'hospitalisation dans le cas du groupe « autre » ou « aucune intervention » n'avait diminué que du tiers

environ, atteignant ainsi 12,6 jours. Quant aux femmes ayant subi une chirurgie, la durée moyenne avait diminué de près des trois quarts, n'atteignant plus que 2,7 jours (tableau 3).

Les patientes dans le groupe « autre » et « aucune intervention » représentent les cas les plus graves. Il s'agit en fait des patientes ayant un cancer récurrent et qui sont admises pour des traitements liés à des métastases ou de celles dont la maladie initiale est si sévère qu'une intervention chirurgicale n'est pas appropriée. En fait, au cours des 20 années à l'étude, le groupe « aucune intervention » représentait 53 % des admissions à l'hôpital de patientes auxquelles on associait les états comorbides les plus graves, 93 % des admissions dans le cas desquelles le diagnostic était une tumeur d'extension à distance

et 98 % des admissions de patientes qui sont décédées à l'hôpital.

La proportion d'admissions pour traitement du cancer du sein qui n'ont pas entraîné une intervention chirurgicale est passé de 44 % durant la première période à l'étude à 20 % durant la dernière. Ces patientes sont probablement traitées de plus en plus souvent dans des établissements de soins pour malades chroniques ou dans des établissements de soins palliatifs, ou bien préfèrent mourir à la maison²⁰⁻²⁴. Néanmoins, un certain nombre de patientes atteintes d'un cancer du sein continuent de décéder à l'hôpital, typiquement après un séjour prolongé. De 1997 à 2000, la durée moyenne du séjour à l'hôpital de ces patientes était de 20,6 jours, soit environ cinq fois plus élevée que la moyenne globale (tableau 2). La durée de l'hospitalisation avait donc diminué sensiblement par rapport aux 33,5 jours enregistrés entre 1981 et 1985, mais à un rythme néanmoins inférieur à celui des patientes atteintes d'un cancer du sein en général.

Tableau 3
Répartition en pourcentage des admissions à l'hôpital et des journées d'hospitalisation, et durée moyenne de l'hospitalisation pour cancer du sein†, selon l'intervention et certaines caractéristiques, Canada, 1981 à 2000

	Admissions		Journées		Durée moyenne de l'hospitalisation	
	Autre/ aucune chi- rurgie	Chi- rurgie	Autre/ aucune chi- rurgie	Chi- rurgie	Autre/ aucune chi- rurgie	Chi- rurgie
	%		%		Journées	
Total	32,0	68,1	57,6	42,4	18,0	6,2
Période						
1981-1984	44,0	56,0	60,0	40,0	19,8	10,3
1985-1988	39,3	60,7	59,4	40,6	19,9	8,7
1989-1992	32,1	67,9	55,0	45,0	17,7	6,8
1993-1996	25,7	74,3	57,2	42,8	16,7	4,3
1997-2000	19,6	80,4	52,7	47,3	12,6	2,7
Stade de la tumeur						
In situ	9,5	90,5	14,3	85,7	5,8	3,7
Localisée	20,0	80,0	37,9	62,1	14,6	6,0
Extension régionale	7,8	91,3	13,9	86,1	11,3	6,7
Extension à distance	92,8	7,2	94,8	5,2	21,0	15,0
États comorbides (Indice de Charlson)						
0	17,5	82,4	56,0	44,0	16,9	6,0
1 à 2	13,2	73,1	67,3	32,4	26,6	8,3
3 et plus	53,2	46,8	72,9	27,1	26,6	12,3
Statut au moment de la sortie de l'hôpital						
Vivante	25,2	74,8	42,4	57,6	13,3	6,1
Décédée	98,3	1,7	97,4	2,6	30,0	41,0

Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 2000-2001
† Diagnostic primaire.

Facteurs interdépendants

Les facteurs qui peuvent influencer sur la durée du séjour à l'hôpital chez les patientes atteintes d'un cancer du sein ne sont pas des phénomènes isolés. L'âge de la femme peut être associé au stade auquel le cancer du sein est diagnostiqué ainsi qu'à l'existence d'autres états qui, à leur tour, influent sur le type de traitement reçu. Par exemple, la probabilité de subir une CMC plutôt qu'une mastectomie dépend des variables liées à la maladie comme la taille de la tumeur¹³, le stade de la tumeur²⁵ ainsi que d'une variété de facteurs socioéconomiques et démographiques^{13,14,26-28}. Pourtant, lorsqu'on tient compte à la fois de l'âge, de la région géographique, du stade de la tumeur, des états comorbides, de l'intervention et de la période, le rapport entre chacune de ces variables et la durée de la période d'hospitalisation se maintient.

La durée médiane de l'hospitalisation chez les patientes atteintes d'un cancer du sein au cours de la période de 20 ans était de cinq jours, dans l'ensemble. La cote exprimant la possibilité d'une hospitalisation de plus de cinq jours était considérablement plus élevée durant les périodes

antérieures, comparativement à la période de 1997 à 2000 (tableau 4). La cote exprimant la possibilité d'une hospitalisation prolongée a augmenté également avec l'âge de la patiente et le nombre d'états comorbides. En outre, comparativement aux femmes chez lesquelles on a diagnostiqué une

tumeur in situ, la cote exprimant la possibilité d'une longue hospitalisation était élevée chez les femmes ayant une tumeur localisée ou d'extension régionale, surtout chez celles ayant une tumeur d'extension à distance. La cote exprimant la possibilité d'une hospitalisation d'une durée supérieure à la médiane

Définitions

Pour les besoins de la présente analyse, le cancer du sein est classé conformément à la *Classification internationale des maladies, 9^e révision* (CIM-9)³. Les codes diagnostiques figurant dans les résumés de sortie ont été utilisés pour repérer les admissions liées au traitement d'un cancer du sein. Ces admissions ont ensuite été classées selon le *stade de la tumeur*, soit tumeur in situ, localisée, d'extension régionale et d'extension à distance. Le carcinome in situ du sein (CIM-9, code 233.0), qui signifie que le cancer est circonscrit, s'entend d'une tumeur aux premières étapes de son développement qui ne s'est pas propagée au-delà de son point d'origine. La tumeur du sein localisée (codes 174.0 à 174.9) s'est propagée dans le sein; la tumeur d'extension régionale (codes 174.0 à 174.9 et 196.0 à 196.9) s'est propagée dans le sein ainsi qu'aux ganglions lymphatiques. La tumeur d'extension à distance (codes 174.0 à 174.9 et 197 à 199.0) est une tumeur maligne primaire avec métastases au-delà des ganglions lymphatiques ou autres néoplasmes secondaires ou non spécifiés.

Les diagnostics ont été obtenus à partir des cinq premières zones de diagnostic dans le dossier de la patiente. Le diagnostic primaire est indiqué à la première zone. Seuls les cas pour lesquels le cancer du sein était inscrit comme diagnostic primaire ont été inclus dans la présente analyse. S'il y avait plus d'un diagnostic de cancer du sein, le diagnostic le plus grave a servi à déterminer le stade.

Les deux interventions principalement pratiquées à l'hôpital pour traiter le cancer du sein sont la chirurgie mammaire conservatrice (CMC), aussi appelée tumorectomie ou exérèse locale d'une tumeur²⁹, et la mastectomie. Dans le cas de la CMC, on enlève la tumeur ainsi qu'une enveloppe de tissu sain. Dans le cas d'une mastectomie, on enlève la plus grande partie du tissu du sein²⁹. Les chirurgies mammaires ont été codées conformément à la *Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux* (CCA)³⁰. Les mastectomies correspondent aux codes 97.12 à 97 de la CCA et la CMC, aux codes 97.11 et 97.25 à 97.28. Divers autres types d'enlèvement du tissu du sein et d'exérèse des ganglions axillaires sont visés par les codes 52.13 et 52.43.

Pour les besoins de l'analyse, toutes les *interventions* dans les premières zones réservées aux interventions ont été vérifiées. Si

une mastectomie et une CMC avaient toutes deux été pratiquées durant une seule hospitalisation, l'intervention la plus grave (la mastectomie) a été sélectionnée pour déterminer la durée de l'hospitalisation. C'était le cas d'environ 3 % des admissions. « Autres interventions » s'entend d'interventions non chirurgicales comme les transfusions sanguines, la chimiothérapie, la médecine nucléaire et la radiothérapie diagnostique. La catégorie « aucune intervention » a trait aux hospitalisations pour un diagnostic primaire de cancer du sein mais où aucune intervention n'a été pratiquée.

La *durée de l'hospitalisation* a été définie comme le nombre de jours passés à l'hôpital, de la date d'admission (fixée à 0) à la date de sortie de l'hôpital. Puisqu'une petite proportion d'hospitalisations était de très longue durée, parfois de plusieurs années, la durée de l'hospitalisation a été plafonnée à 365 jours. Le calcul du nombre total de jours passés à l'hôpital est également inclus dans cette troncation.

Les *états comorbides* sont mesurés à l'aide de l'Indice de Charlson qui catégorise les codes de diagnostic de la CIM selon la gravité de l'état en y attribuant une valeur⁶. Les tumeurs métastatiques sont considérées comme des tumeurs d'extension à distance et ne figurent donc pas parmi les comorbidités.

Pour la plupart des provinces, l'*âge* a été calculé en soustrayant la date de naissance de la date d'admission. (Le Québec et le Manitoba fournissent une date de déclaration.) Trois groupes d'âge ont été définis pour les besoins de l'analyse, soit moins de 50 ans, 50 à 69 ans et 70 ans et plus.

Le *statut au moment du congé de l'hôpital* indique si la patiente est décédée à l'hôpital.

La *province* de résidence a été utilisée pour répartir les patientes selon les provinces. Comme certaines provinces ont de petites populations, les provinces ont été regroupées en cinq régions pour faciliter l'analyse multivariée : Atlantique (Terre-Neuve-et-Labrador, Nouvelle-Écosse, Île-du-Prince-Édouard et Nouveau-Brunswick); Québec; Ontario; Prairies (Manitoba, Saskatchewan et Alberta); et Colombie-Britannique. Les territoires sont inclus dans les données nationales, mais aucune donnée n'est présentée au niveau territorial.

Tableau 4

Rapports corrigés de cotes pour les hospitalisations pour cancer du sein[†] d'une durée supérieure à la médiane[‡], par rapport à certaines caractéristiques, Canada, 1981 à 2000

	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 99 %
Groupe d'âge		
Moins de 50 ans [§]	1,0	...
50 à 69 ans	1,3*	1,2 - 1,3
70 ans et plus	1,9*	1,9 - 2,0
Stade de la tumeur		
In situ [§]	1,0	...
Localisée/extension régionale	2,1*	2,0 - 2,3
Extension à distance	6,4*	6,0 - 6,8
États comorbides (Indice de Charlson)		
0 [§]	1,0	...
1 à 2	1,6*	1,5 - 1,6
3 et plus	1,9*	1,7 - 2,2
Intervention		
Chirurgie mammaire conservatrice [§]	1,0	...
Mastectomie	4,3*	4,2 - 4,4
Autre	1,3*	1,3 - 1,4
Aucune	1,0	1,0 - 1,1
Période		
1981-1984	21,4*	20,6 - 22,2
1985-1988	19,0*	18,3 - 19,7
1989-1992	10,2*	9,9 - 10,5
1993-1996	2,9*	2,8 - 3,0
1997-2000 [§]	1,0	...
Région géographique		
Atlantique	3,3*	3,1 - 3,4
Québec	3,8*	3,6 - 3,9
Ontario	1,3*	1,2 - 1,3
Prairies	1,5*	1,4 - 1,6
Colombie-Britannique [§]	1,0	...
Statut au moment de la sortie de l'hôpital		
Vivantes	1,0	...
Décédée	1,7*	1,6 - 1,8

Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 2000-2001

† Diagnostic primaire.

‡ Durée médiane de l'hospitalisation = 5 jours.

§ Groupe de référence.

* Valeur significativement différente de celle observée pour le groupe de référence ($p < 0,01$).

était élevée dans le cas des femmes ayant subi une mastectomie ou une « autre » intervention, comparativement à celles qui ont subi une CMC. Par contre, la cote exprimant la possibilité d'une hospitalisation prolongée n'était pas significativement élevée pour les femmes n'ayant subi « aucune intervention », peut-être en raison d'une redondance entre les variables « aucune intervention » et « extension à distance ».

Stade de la tumeur

Sur toute la période de 20 ans à l'étude, la durée médiane de l'hospitalisation chez les patientes atteintes d'un cancer du sein ayant une tumeur in situ était de trois jours. Dans leur cas, la cote exprimant la possibilité d'une hospitalisation de durée supérieure à trois jours était plus de 20 fois plus élevée au début des années 1980 que durant la période de 1997 à 2000 (tableau 5). Pour les patientes ayant une tumeur localisée ou d'extension régionale, la durée médiane de l'hospitalisation

Tableau 5

Rapports corrigés de cotes pour les hospitalisations pour cancer du sein[†] d'une durée supérieure à la médiane[‡], selon le stade de la tumeur, par rapport à certaines caractéristiques, Canada, 1981 à 2000

	Stade de la tumeur		
	In situ	Localisée/extension régionale	Extension à distance
Période			
1981-1984	23,4*	44,0*	1,8*
1985-1988	17,3*	36,1*	1,7*
1989-1992	11,3*	16,7*	1,5*
1993-1996	3,2*	3,9*	1,3*
1997-2000 [§]	1,0	1,0	1,0
Groupe d'âge			
Moins de 50 ans [§]	1,0	1,0	1,0
50 à 69 ans	1,0	1,3*	1,4*
70 ans et plus	1,3*	1,9*	2,1*
États comorbides (Indice de Charlson)			
0 [§]	1,0	1,0	1,0
1 à 2	1,4*	1,6*	1,2*
3 et plus	1,8*	2,7*	0,7*
Intervention			
Chirurgie mammaire conservatrice [§]	1,0	1,0	1,0
Mastectomie	7,2*	4,7*	0,9
Autre	0,9	0,9	1,7*
Aucune	1,8*	1,3*	0,8
Statut au moment de la sortie de l'hôpital			
Vivante [§]	1,0	1,0	1,0
Décédée	5,2*	2,8*	1,7*
Durée médiane de l'hospitalisation (jours)	3	5	11

Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 2000-2001

Nota : Les modèles de régression logistique sont ajustés pour toutes les variables indiquées et pour la région de résidence.

† Diagnostic primaire.

‡ Durée de l'hospitalisation dichotomisée à la médiane.

§ Groupe de référence.

* Valeur significativement différente de celle observée pour le groupe de référence ($p < 0,01$).

durant les deux décennies était de cinq jours. Dans leur cas, la cote exprimant la possibilité d'un plus long séjour à l'hôpital que cette durée médiane était plus de 40 fois plus élevée au début des années 1980 que durant la période de 1997 à 2000.

La diminution de la durée de l'hospitalisation au fil du temps était beaucoup moins spectaculaire dans le cas des patientes ayant une tumeur d'extension à distance. Au cours des deux décennies à l'étude, la durée médiane de l'hospitalisation de ces patientes était de 11 jours. Au début de la période, la cote exprimant la possibilité, dans leur cas, d'une hospitalisation d'une durée supérieure à cette médiane était presque deux fois plus élevée qu'à la fin de la période. Ainsi, même à une époque où la durée de l'hospitalisation diminue fortement, les patientes ayant une tumeur d'extension à distance continuent d'être hospitalisées pendant une période relativement longue.

Lorsque les données sont stratifiées selon la durée de la période d'hospitalisation et l'âge des patientes, de nouveau, les femmes ayant une tumeur d'extension à distance se démarquent. Ainsi, chez ces dernières, la cote exprimant la possibilité d'une hospitalisation relativement longue augmente au fil du temps, peu importe leur âge (tableau 6). Par exemple, de 1981 à 1988, la durée médiane de l'hospitalisation chez les patientes de 70 ans et plus atteintes d'un cancer du sein était de 10 jours. Pour les patientes ayant une tumeur d'extension à distance, la cote exprimant la possibilité d'une hospitalisation d'une durée supérieure à cette médiane était d'environ trois fois plus élevée que pour les patientes dans le même groupe d'âge ayant une tumeur in situ. De 1997 à 2000, la durée médiane de l'hospitalisation des femmes âgées atteintes d'un cancer du sein était de trois jours; la cote exprimant la possibilité d'une hospitalisation d'une durée supérieure à cette

Tableau 6

Rapports corrigés de cotes pour les hospitalisations pour cancer du sein[†] d'une durée supérieure à la médiane[‡], selon le groupe d'âge et la période, par rapport à certaines caractéristiques, Canada, 1981-1988 à 1997-2000

	Total	Groupe d'âge								
		Moins de 50 ans			50 à 69 ans			70 ans et plus		
		1981-1988	1989-1996	1997-2000	1981-1984	1989-1998	1997-2000	1981-1988	1989-1996	1997-2000
Stade de la tumeur										
In situ [§]	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
Localisée/extension régionale	2,1*	2,1*	1,9*	1,5*	2,3*	2,4*	1,8*	1,9*	2,3*	2,1*
Extension à distance	6,4*	5,5*	4,6*	7,2*	5,2*	8,1*	10,2*	3,4*	5,9*	8,7*
États comorbides (Indice de Charlson)										
0 [§]	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
1 à 2	1,5*	1,6*	1,2	1,4*	1,7*	1,5*	1,5*	1,6*	1,6*	1,5*
3 et plus	1,9	1,2	2,0	1,5	1,9*	1,6*	1,8*	2,0*	2,0*	1,8*
Intervention										
Chirurgie mammaire conservatrice [§]	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
Mastectomie	4,3*	5,3*	3,0*	3,2*	4,7*	3,2*	3,2*	3,7*	3,6*	3,2*
Autre	1,3*	1,1	1,2*	1,6*	1,8*	1,4*	1,4*	3,3*	2,5*	3,3*
Aucune	1,0	0,7	1,0	1,2	1,1	1,3*	1,3*	2,5*	2,4*	3,1*
Statut au moment de la sortie de l'hôpital										
Vivante [§]	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
Décédée	1,7*	1,8*	1,3*	1,4	1,6*	1,5*	1,7*	1,8*	1,6*	1,7*
Durée médiane de l'hospitalisation (jours)										
	5	7	4	2	8	5	2	10	6	3

Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 2000-2001

Nota : Les modèles de régression logistique sont ajustés pour toutes les variables indiquées et pour la région de résidence.

† Diagnostic primaire.

‡ Durée de l'hospitalisation dichotomisée à la médiane.

§ Groupe de référence.

($p < 0,01$).

médiane était près de neuf fois plus élevée pour les femmes ayant une tumeur d'extension à distance que pour celles ayant une tumeur in situ.

Conséquences des courts séjours

La diminution progressive des séjours à l'hôpital au cours des deux dernières décennies peut susciter des inquiétudes quant aux répercussions d'une sortie « rapide » de l'hôpital sur les patientes atteintes d'un cancer du sein. Toutefois, de façon générale, les autres chercheurs n'ont pas constaté de lien entre les hospitalisations plus courtes et les résultats moins positifs. En 1989, une comparaison de trois groupes de patientes ayant subi une mastectomie et pour lesquelles les durées de l'hospitalisation étaient différentes n'a pas révélé de différences sur le plan des complications ultérieures liées à l'intervention chirurgicale³¹. Des études subséquentes menées au cours des années 1990 n'ont pas révélé d'augmentation du taux de complications ou de séquelles à long terme³²⁻³⁴. En outre, selon un rapport de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE), les profils et les résultats du traitement du cancer du sein au Canada se comparent favorablement à ceux des autres pays membres de l'OCDE³⁵.

Le nombre proportionnel de femmes qui sont réadmissées à l'hôpital peu après avoir subi une intervention pour traiter un cancer du sein pourrait toutefois indiquer un résultat éventuellement négatif. Les données nationales qui permettent de suivre les patientes individuellement sont disponibles à compter de 1994 seulement. En outre, étant donné les renseignements limités contenus dans les dossiers des patientes, il est impossible de déterminer si ces réadmissions sont le résultat de complications ou si elles avaient été prévues pour recevoir d'autres traitements. Néanmoins, un nombre relativement moindre de patientes ayant subi une CMC ou une mastectomie ont été réadmissées pour des motifs liés au cancer durant les deux mois suivant leur sortie de l'hôpital. En 1994, 13,2 % des femmes qui avaient subi une CMC ont été réadmissées dans les 60 jours; en 2000, ce taux était de 11,1 % (tableau 7). La proportion de patientes ayant subi une mastectomie qui ont été réadmissées dans les 60 jours était de 4,7 % en 1994 et de 3,9 % en 2000.

Il se peut que la forte diminution de la durée de l'hospitalisation pour le traitement du cancer du sein ait un effet sur le degré de satisfaction des patientes. Toutefois, les patientes préfèrent souvent un séjour plus court à l'hôpital³⁴. Les avantages physiques et

Tableau 7
Pourcentage de patientes qui ont subi une chirurgie mammaire conservatrice ou une mastectomie et qui ont été réhospitalisées dans les 60 jours, Canada, 1994 et 2000

	Nombre total de patientes	Intervention lors de la réadmission dans les 60 jours										
		Nombre total de réadmissions		Chirurgie mammaire conservatrice		Mastectomie		Exérèse de ganglions lymphatiques		Suivi		
		Nombre	Pourcentage du nombre total de patientes	Nombre	Pourcentage du nombre total de patientes	Nombre	Pourcentage du nombre total de patientes	Nombre	Pourcentage du nombre total de patientes	Nombre	Pourcentage du nombre total de patientes	
Total												
1994	12 877	1 194	9,3	169	1,3	485	3,8	146	1,1	394	3,1	
2000	13 830	1 050	7,6	103	0,7	440	3,2	91	0,7	416	3,0	
Chirurgie mammaire conservatrice												
1994	6 961	918	13,2	166	2,4	447	6,4	136	2,0	169	2,4	
2000	7 079	784	11,1	98	1,4	411	5,8	75	1,1	200	2,8	
Mastectomie												
1994	5 916	276	4,7	3	0,1	38	0,6	10	0,2	225	3,8	
2000	6 785	266	3,9	5	0,1	29	0,4	16	0,2	216	3,2	

Source des données : Base de données de l'information sur la santé orientée vers la personne, 1994-1995 et 2000-2001

psychologiques d'une hospitalisation de durée relativement courte ont tendance à l'emporter sur l'inconvénient mineur pour les patientes et leurs familles³⁶. Même en cas de maladie en phase terminale, d'après les résultats des recherches, il semble que les patientes préfèrent mourir à la maison²⁰.

Bien entendu, la mesure ultime du traitement efficace du cancer du sein est le taux de survie. Les estimations démographiques de la survie constituent des indicateurs utiles de résultats « moyens » en ce qui concerne l'efficacité du diagnostic et du traitement du cancer. Une étude récente comparant les ratios relatifs de survie à cinq ans pour les cas de cancer du sein diagnostiqués de 1985 à 1987 et pour ceux diagnostiqués de 1992 à 1994 a révélé que le taux de survie a augmenté pour tous les groupes d'âge, et ce, dans toutes les provinces³⁷. Parallèlement à ces augmentations de survie relative, les taux de mortalité à la suite d'un cancer du sein ont diminué, passant de 30,1 décès pour 100 000 femmes en 1981 à 25,0 décès pour 100 000 femmes en 2001³⁸.

Mot de la fin

Au Canada, comme dans d'autres pays membres de l'OCDE³⁶, la durée de l'hospitalisation chez les patientes atteintes d'un cancer du sein a fortement diminué depuis le début des années 1980. La durée moyenne est passée de plus de 14 jours entre 1981 et 1984 à moins de 5 jours entre 1997 et 2000. En outre, quel que soit l'âge de la patiente, la province de résidence, le stade de la tumeur, les états comorbides et les interventions pratiquées (ou non pratiquées), la durée moyenne de l'hospitalisation a diminué. Des diminutions importantes ont été observées dans le cas des tumeurs in situ, localisées et d'extension régionale, et d'autres, de moindre importance, l'ont été dans les cas plus complexes, notamment les tumeurs d'extension à distance.

La diminution de la durée de l'hospitalisation ne peut être attribuée qu'à une seule cause. Plusieurs facteurs entrent en jeu dans la durée de l'hospitalisation, notamment le recours à des

opérations moins radicales³⁹⁻⁴¹, comme dans le cas du remplacement des mastectomies radicales par les CMC⁴². Un autre changement tient au recours à un traitement d'appoint dans le cas où le cancer s'est propagé aux ganglions lymphatiques axillaires (c.-à-d. les cellules cancéreuses se sont propagées aux ganglions lymphatiques à l'extérieur du sein, sous les bras)⁴³.

Cette analyse des données hospitalières a porté sur diverses variables comme l'âge des patientes, la gravité de la maladie et les états comorbides. L'analyse n'a pu porter sur des caractéristiques telles que le statut socioéconomique, qui sont également importantes, parce que les données sur ces caractéristiques ne figurent pas dans la Base de données sur la morbidité hospitalière.

Le présent article ne vise nullement à déterminer la durée « idéale » de l'hospitalisation chez les patientes atteintes d'un cancer du sein. Toutefois, selon plusieurs indicateurs, les hospitalisations plus courtes ne compromettent pas les résultats. La diminution de la durée de l'hospitalisation n'a pas entraîné de taux de réadmission plus élevés, une baisse des taux de survie ou des taux de mortalité plus élevés. En fait, les taux de mortalité à la suite d'un cancer du sein ont diminué, les taux de survie ont augmenté et les taux de réadmission sont faibles et stables.

Néanmoins, les séjours à l'hôpital d'un grand nombre de patientes atteintes d'un cancer du sein, notamment de celles qui ont une tumeur d'extension à distance, continuent d'être très longs. Cette utilisation des services hospitaliers pourrait sans doute être réduite en raccourcissant encore le séjour à l'hôpital. Plusieurs de ces patientes pourraient vraisemblablement être traitées dans des cliniques capable d'accueillir des malades chroniques ou dans des établissements de soins palliatifs plus appropriés. Certaines pourraient même être renvoyées à la maison si les installations et les soins à domicile appropriés étaient offerts. ●

Références

1. Institut national du cancer du Canada, *Statistiques canadiennes sur le cancer, 2003*, Toronto, Institut national du cancer du Canada, 2003.
2. B.P. Will, J.-M. Berthelot, K.M. Nobrega *et al.*, « Canada's Population Health Model (POHEM): a tool for performing economic evaluations of cancer control interventions », *European Journal of Cancer*, 37(14), 2001, p. 1797-1804.
3. Organisation mondiale de la santé, *Manuel de la classification statistique internationale des maladies, traumatismes et causes de décès*, fondé sur les recommandations de la Conférence pour la 9^e révision, 1975, Genève, Organisation mondiale de la santé, 1977.
4. P.I. Tartter, G. Beck et K. Fuchs, « Determinants of hospital stay after modified radical mastectomy », *American Journal of Surgery*, 168(4), 1994, p. 320-324.
5. A. Elixhauser, C. Steiner, D.R. Harris *et al.*, « Comorbidity measures for use with administrative data », *Medical Care*, 36(1), 1998, p. 8-27.
6. M.E. Charlson, P. Pompei, K.L. Ales *et al.*, « A new method of classifying prognostic comorbidity in longitudinal studies: development and validation », *Journal of Chronic Diseases*, 40(5), 1987, p. 373-383.
7. W. D'Hoore, C. Sicotte et C. Tilquin, « Risk adjustment in outcome assessment: the Charlson comorbidity index », *Methods of Information in Medicine*, 32(5), 1993, p. 382-387.
8. W.A. Ghali, R.E. Hall, A.K. Rosen *et al.*, « Searching for an improved clinical comorbidity index for use with ICD-9-CM administrative data », *Journal of Clinical Epidemiology*, 49(3), 1996, p. 273-278.
9. R.A. Deyo, D.C. Cherkin et M.A. Ciol, « Adapting a clinical comorbidity index for use with ICD-9-CM administrative databases », *Journal of Clinical Epidemiology*, 45(6), 1992, p. 613-619.
10. L.A. Gaudette, R.-N. Gao, A. Spence *et al.*, « Declining use of mastectomy for invasive breast cancer in Canada, 1981-2000 », *La revue canadienne de santé publique*, 2004 (en cours d'impression).
11. J.L. Warren, G.F. Riley, A.L. Potosky *et al.*, « Trends and outcomes of outpatient mastectomy in elderly women », *Journal of the National Cancer Institute*, 90(11), 1998, p. 833-840.
12. M.D. Brownell et N.P. Roos, « Variation in length of stay as a measure of efficiency in Manitoba hospitals », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 152, 1995, p. 675-682.
13. V. Goel, I. Olivotto, T.G. Hislop, *et al.*, « Patterns of initial management of node-negative breast cancer in two Canadian provinces », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 156(1), 1997, p. 25-35.
14. N.A. Iscoe, V. Goel, K. Wu *et al.*, « Variation in breast cancer surgery in Ontario », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 150(3), 1994, p. 345-352.
15. A.H. Lee et J. Codde, « Determinants of length of stay: implications on differential funding for rural and metropolitan hospitals », *Australian Health Review*, 23(4), 2000, p. 126-133.
16. J. Libroero, S. Peiro et R. Ordinana, « Chronic comorbidity and outcomes of hospital care: length of stay, mortality, and readmission at 30 and 365 days », *Journal of Clinical Epidemiology*, 52(3), 1999, p. 171-179.
17. S.E. Brooks, J. Ahn, C.D. Mullins *et al.*, « Health care cost and utilization project analysis of comorbid illness and complications for patients undergoing hysterectomy for endometrial carcinoma », *Cancer*, 92(4), 2001, p. 950-958.
18. C.J. Newschaffer, L. Penberthy, C.E. Desch *et al.*, « The effect of age and comorbidity in the treatment of elderly women with nonmetastatic breast cancer », *Archives of Internal Medicine*, 156(1), 1996, p. 85-90.
19. W. D'Hoore, A. Bouckaert et C. Tilquin, « Practical considerations on the use of the Charlson comorbidity index with administrative data bases », *Journal of Clinical Epidemiology*, 49(12), 1996, p. 1429-1433.
20. F. Burge, B. Lawson et G. Johnston, « Trends in the place of death of cancer patients, 1992-1997 », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 168(3), 2003, p. 265-270.
21. I.J. Higginson, P. Astin et S. Dolan, « Where do cancer patients die? Ten-year trends in the place of death of cancer patients in England », *Palliative Medicine*, 12(5), 1998, p. 353-363.
22. R. Hunt, A. Bonnett et D. Roder, « Trends in the terminal care of cancer patients: South Australia, 1981-1990 », *Australian and New Zealand Journal of Medicine*, 23(3), 1993, p. 245-251.
23. P. Cantwell, S. Turco, C. Brenneis *et al.*, « Predictors of home death in palliative care cancer patients », *Journal of Palliative Care*, 16(1), 2000, p. 23-28.
24. E. Bruera, N. Russell, C. Sweeney *et al.*, « Place of death and its predictors for local patients registered at a comprehensive cancer center », *Journal of Clinical Oncology*, 20(8), 2002, p. 2127-2133.
25. R. Ballard-Barbash, A.L. Potosky, L.C. Harlan *et al.*, « Factors associated with surgical and radiation therapy for early stage breast cancer in older women », *Journal of the National Cancer Institute*, 88(11), 1996, p. 716-726.
26. W.E. Barlow, S.H. Taplin, C.K. Yoshida *et al.*, « Cost comparison of mastectomy versus breast-conserving therapy for early-stage breast cancer », *Journal of the National Cancer Institute*, 93(6), 2001, p. 447-455.
27. C.E. Desch, L.T. Penberthy, B.E. Hillner *et al.*, « A sociodemographic and economic comparison of breast reconstruction, mastectomy, and conservative surgery », *Surgery*, 125(4), 1999, p. 441-447.
28. P. Adelson, K. Lim, T. Churches *et al.*, « Surgical treatment of breast cancer in New South Wales 1991, 1992 », *Australian and New Zealand Journal of Medicine*, 67(1), 1997, p. 9-14.
29. H. Scarth, J. Cantin et M. Levine, « Clinical practice guidelines for the care and treatment of breast cancer: mastectomy or lumpectomy? The choice of operation for clinical stages I and II breast cancer » (summary of the 2002 update), *Journal de l'Association médicale canadienne*, 167(2), 2002, p. 154-155.
30. Statistique Canada, *Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux*, Ottawa, Statistique Canada, 1986 (Statistique Canada, n° 82-562F au catalogue).
31. L.D. Wagman, J.J. Terz, L.R. Hill *et al.*, « Evaluation of a short-stay program for patients undergoing mastectomy », *Journal of Surgical Oncology*, 41(2), 1989, p. 98-102.

32. J.A. Clark et R.B. Kent, « One-day hospitalization following modified radical mastectomy », *The American Surgeon*, 58(4), 1992, p. 239-242.
33. L. Boman, H. Bjorvell, B. Cedermark, *et al.*, « Effects of early discharge from hospital after surgery for primary breast cancer », *European Journal of Surgery*, 159(2), 1993, p. 67-73.
34. C.C. Burke, C.L. Zabka., K.J. McCarver *et al.*, « Patient satisfaction with 23-hour "short-stay" observation following breast cancer surgery », *Oncology Nursing Forum*, 24(4), 1997, p. 645-651.
35. M. Hughes et S. Jacobzone, *Cross-national Differences in the Treatment, Costs and Outcomes of Breast Cancer. Disease-based Comparison of Health Systems—What is Best and at What Cost?*, Paris, France, Organisation de coopération et de développement économiques, 2003.
36. A. Kambouris, « Physical, psychological, and economic advantages of accelerated discharge after surgical treatment for breast cancer », *The American Surgeon*, 62(2), 1996, p. 123-127.
37. L.F. Ellison et L. Gibbons, « Les principaux cancers – évolution de la survie relative à cinq ans », *Rapports sur la santé*, 15(2), 2004, p. 19-33 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
38. Institut national du cancer du Canada, *Statistiques canadiennes sur le cancer, 2004*, Toronto, Institut national du cancer du Canada, 2004.
39. R. Lindqvist, T.R. Moller, M. Stenbeck *et al.*, « Do changes in surgical procedures for breast cancer have consequences for hospital mean length of stay? A study of women operated on for breast cancer in Sweden, 1980-95 », *International Journal of Technology Assessment in Health Care*, 18(3), 2002, p. 566-575.
40. J.C. Kleinman, S.R. Machlin, J. Madans, *et al.*, « Changing practice in the surgical treatment of breast cancer. The national perspective », *Medical Care*, 21(12), 1983, p. 1232-1242.
41. N. Hébert-Croteau, J. Brisson, J. Latreille *et al.*, « Variations in the treatment of early-stage breast cancer in Quebec between 1988 and 1994 », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 161(8), 1999, p. 951-955.
42. Consensus conference, « Treatment of early stage breast cancer », National Institutes of Health, *Connecticut Medicine*, 55(2), p. 1991, p. 101-107.

Annexe

Tableau A
Admissions à l'hôpital, durée de chaque hospitalisation et journées d'hospitalisation pour traitement du cancer du sein, selon certaines caractéristiques, Canada, 1981 à 2000

	Admissions	Journées	Durée de l'hospitalisation [†]	
			Moyenne	Médiane
Total, 1981-2000 (nombre)	388 146	3 865 730	Journées	
	%	%		
	100,0	100,0	10,0	5
Âge				
Moins de 50 ans	24,1	17,3	7,1	5
50 à 69 ans	47,2	43,8	9,3	5
70 ans et plus	28,7	38,9	13,5	6
Stade de la tumeur				
In situ	3,5	1,3	3,9	3
Localisée	59,2	45,6	7,7	5
Extension régionale	17,6	12,5	7,1	5
Extension à distance	19,7	40,5	20,5	11
États comorbides (Indice de Charlson)				
0	91,4	86,3	9,4	5
1 à 2	7,8	12,0	15,4	7
3 et plus	0,8	1,6	20,2	9
Intervention				
Chirurgie mammaire conservatrice	30,2	14,2	4,7	3
Mastectomie	37,9	28,2	7,4	6
Autre	17,4	28,4	16,3	8
Aucune	14,6	29,3	20,0	8
Période				
1981-1984	18,2	26,0	14,5	9
1985-1988	20,2	26,0	13,1	8
1989-1992	21,5	22,3	10,3	6
1993-1996	20,1	15,1	7,5	4
1997-2000	20,0	9,4	4,7	2
Province				
Terre-Neuve-et-Labrador	1,5	1,4	9,7	7
Île-du-Prince-Édouard	0,6	3,0	10,8	7
Nouvelle-Écosse	3,5	0,6	10,2	7
Nouveau-Brunswick	2,7	3,3	9,5	6
Québec	26,9	34,5	12,8	7
Ontario	37,0	32,3	9,0	5
Manitoba	3,9	4,3	10,8	6
Saskatchewan	4,0	4,1	10,3	6
Alberta	7,5	6,3	8,3	4
Colombie-Britannique	12,4	9,2	7,4	4
Statut au moment de la sortie de l'hôpital				
Vivante	90,9	72,3	7,9	5
Décédée	9,1	27,7	30,3	14

Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 2000-2001

Nota : Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués.

† Durée de l'hospitalisation tronquée à 365 jours.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



A stylized graphic on the left side of the page. It features a dark grey background with white and light grey outlines. The top part shows a simplified face with rectangular eyes, a vertical line for a nose, and a horizontal line for a mouth. Below the face, there are thick, white, curved lines that resemble a network or a stylized 'e' shape. At the bottom, there is a gear-like shape with a white outline and a dark grey fill.

Santé en bref

De courts articles descriptifs qui
présentent de l'information
récente tirée d'enquêtes sur la
santé ou de bases de données
administratives

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



UTILISATION DES SALLES D'URGENCE par Gisèle Carrière

La salle d'urgence d'un hôpital est l'endroit où s'est rendu environ un Canadien de 15 ans et plus sur huit – soit quelque 3,3 millions de personnes – en 2003 à sa dernière consultation d'un professionnel de la santé. De même, certains s'y sont rendus pour obtenir un traitement à la suite de la plus sérieuse blessure ayant limité leurs activités (tableau A).

Le taux d'utilisation des salles d'urgence est le plus élevé chez les adolescents et les jeunes adultes, ce qui témoigne du plus grand risque de blessures graves à ces âges¹. Les cas de traumatologie représentent en outre la plus grande part des visites à l'urgence, comme le révèlent les données administratives de l'Ontario pour l'an 2000².

Selon les estimations tirées de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2003, les hommes sont quelque peu plus susceptibles que les femmes de s'être présentés à l'urgence : 14 % contre 12 %. Chez les hommes, ce sont ceux de 15 à 24 ans qui sont les plus susceptibles de s'être présentés à la salle d'urgence d'un hôpital pour obtenir des soins (20 %). Quant aux femmes, le pourcentage

Pourcentage de personnes ayant déclaré au moins une visite à la salle d'urgence

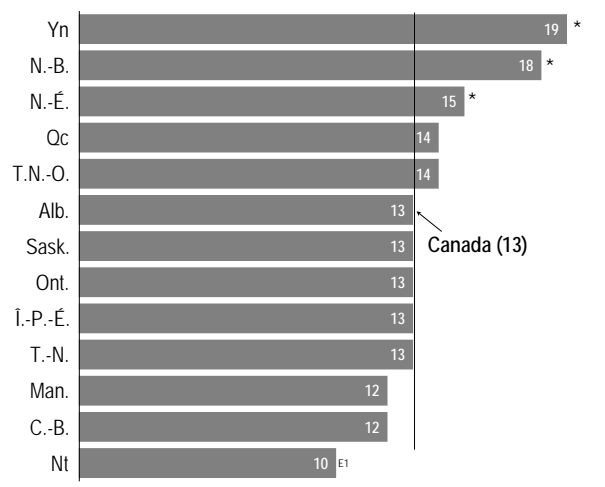
	Les deux sexes %	Hommes %	Femmes %
Tous les âges	13	14*	12
15 à 17 ans	19*	20*	18*
18 à 24 ans	18*	20*	17*
25 à 44 ans	14	16*	11
45 à 64 ans	11*	11*	10*
65 ans et plus	11*	11*	11

*Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003
* Pour tous les âges, valeur significativement différente de l'estimation calculée pour les femmes; pour les groupes d'âge à l'égard de chacun des sexes, valeur significativement différente du total pour ce même sexe (dans les deux cas, p < 0,05).*

d'utilisatrices des salles d'urgence atteint un sommet de 18 % chez celles qui ont entre 15 et 17 ans, suivies de près du groupe des 18 à 24 ans chez lesquelles le pourcentage est de 17 %. Au-delà de ces groupes d'âge, le taux d'utilisation diminue tant chez les hommes que chez les femmes, pour n'atteindre plus que 11 % chez les personnes âgées.

Le recours au service de l'urgence d'un hôpital est inversement proportionnel au revenu du ménage. Ainsi, 18 % des personnes dont le revenu était parmi les plus faibles avaient obtenu leur plus récent traitement lors d'une visite à l'urgence. À l'inverse, chez les personnes dont le revenu était parmi les plus élevés, la proportion était de 13 % (données non présentées).

Pourcentage de personnes ayant déclaré au moins une visite à la salle d'urgence, selon la province ou le territoire



*Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003
* Valeur significativement différente de l'estimation pour l'ensemble du Canada (p < 0,05).
E1 Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,0 %.*

Sur le plan national

De façon générale, la mesure dans laquelle on recourt au service de l'urgence d'un hôpital est sensiblement la même dans les provinces et les territoires. Les seules exceptions appréciables à cet

égard sont le Nouveau-Brunswick, la Nouvelle-Écosse et le Yukon où le pourcentage d'utilisateurs des salles d'urgence était nettement plus élevé que

la moyenne nationale. Partout au pays, les résidents des régions rurales avaient plus tendance à se présenter à l'urgence que les résidents des régions urbaines : 15 % contre 13 % (données non présentées).

Santé précaire et blessure sont liées à l'utilisation

Non sans surprise, une forte proportion de personnes ayant subi une blessure grave ont eu recours aux services des salles d'urgence (44 %). Des proportions sensiblement élevées d'utilisateurs ont également été observées chez ceux qui ont déclaré avoir une santé bonne ou passable (17 %) ou encore être atteint d'au moins une maladie chronique (14 %). De plus, un pourcentage sensiblement élevé (18 %) de ceux et celles qui ont affirmé avoir consulté un professionnel de la santé

mentale ont dit s'être présentés à l'urgence, notamment les personnes qui avaient des troubles de l'humeur (20 %) ou des troubles d'anxiété (19 %).

De grands utilisateurs de soins

Les personnes qui ont déclaré avoir un médecin de famille sont tout aussi susceptibles que celles qui n'en ont pas d'avoir fait appel au service de l'urgence. Cependant, celles qui ont consulté un médecin à plus de cinq occasions au cours de la dernière année étaient plus susceptibles de s'être rendues à l'urgence d'un hôpital que ne l'étaient celles qui avaient consulté moins fréquemment : 21 % contre 12 %. Or, comme en témoignent d'autres études³, les personnes qui fréquentent les salles d'urgence sont vraisemblablement de grands utilisateurs d'autres services de soins de santé. À cet égard, il se peut qu'il en soit ainsi en raison des soins continus qu'exigent les problèmes de santé ou les blessures qui, à l'origine, ont incité ces personnes à se rendre à l'urgence.

Pourcentage de personnes qui présentent certains problèmes de santé et qui fréquentent les salles d'urgence†

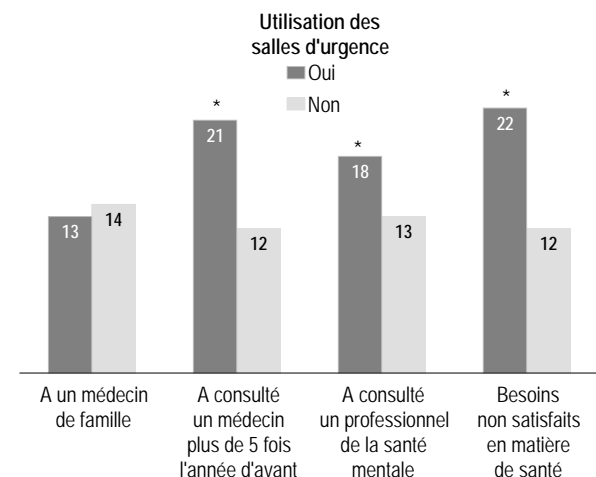
	%		%
Blessure limitant les activités l'année dernière	44*	Arthrite/rhumatisme	
		Oui	13
		Non†	13
Autoévaluation de la santé	17	Bronchite chronique	
		Oui	19*
		Non†	13
Excellente/très bonne	12*	Bronchopneumopathie chronique obstructive	
		Oui	21*
		Non†	11
Bonne	13*	Maladie cardiaque	
		Oui	16*
Passable/faible†	17	Non†	13
		Accident vasculaire cérébral	
Au moins un problème de santé chronique	14*	Oui	21*
		Non†	11
Diabète	13	Maladie cardiaque	
		Oui	16*
Asthme	18*	Non†	13
		Accident vasculaire cérébral	
Asthme contrôlé par automédication	19	Oui	21*
		Non†	13
Fibromyalgie	16	Trouble de l'humeur	
		Oui	20*
	13	Non†	13
		Trouble d'anxiété	
		Oui	19*
		Non†	13

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003
† Au moins une visite l'année dernière.

‡ Catégorie de référence.

* Valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$).

Pourcentage de personnes déclarant avoir recours au service de l'urgence d'un hôpital, selon le recours à d'autres services de soins de santé ou la présence de besoins non satisfaits



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003
* Valeur significativement différente de l'estimation pour ceux qui ont répondu « non » à cette catégorie ($p < 0,05$).

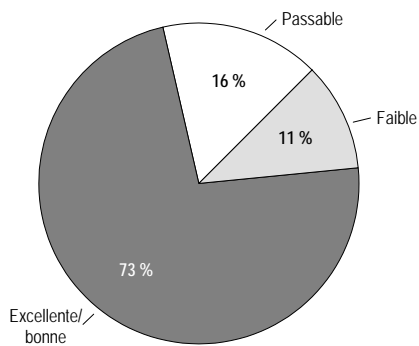
La plupart sont satisfaits

De l'ensemble des 2,4 millions de personnes pour lesquelles la plus récente visite à l'hôpital a eu lieu à l'urgence, un peu moins des trois quarts (73 %) ont dit avoir reçu des soins d'excellente ou de bonne qualité. À ce même égard, 16 % ont qualifié les soins reçus de « passables », tandis que 11 % les ont perçus comme étant faibles. Bien que la plupart des intéressés (71 %) se soient dits satisfaits des soins prodigués dans les salles d'urgence, le cinquième (20 %) se sont dits « assez insatisfaits » ou « très insatisfaits » de la façon dont les soins avaient été dispensés. L'analyse ne révèle toutefois aucune

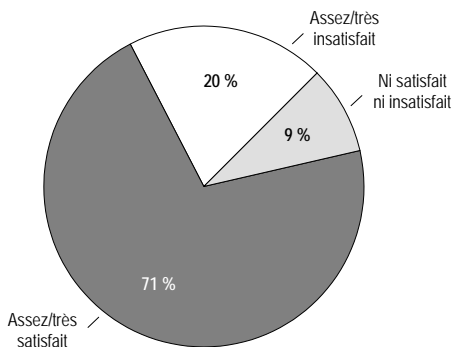
différence significative quant à la probabilité de mécontentement selon le niveau de revenu ou le groupe d'âge, selon le sexe, ou encore selon la présence d'une maladie chronique. Les personnes qui, cependant, consultent plus fréquemment un médecin étaient plus enclines à éprouver du mécontentement quant aux soins reçus à l'urgence. De même, les personnes qui ont fait état de besoins non satisfaits en matière de santé étaient, de façon prévisible, nettement plus susceptibles de se dire insatisfaites des soins reçus en salle d'urgence que les personnes qui n'avaient déclaré aucun besoin non satisfait.

Appréciation de la qualité des soins et de la satisfaction à l'égard des services reçus lors du plus récent passage à l'urgence l'année dernière

Appréciation de la qualité des soins



Appréciation de la satisfaction



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003

Pourcentage d'utilisateurs des salles d'urgence qui se sont dits assez ou très insatisfaits des services reçus

	%		%
Les deux sexes	20	Niveau de scolarité[†]	
Hommes	19	Études secondaires partielles	21
Femmes [‡]	22	Diplôme d'études secondaires	17
Groupe d'âge[†]		Études postsecondaires partielles	21 ^{E1}
15 à 17 ans	16 ^{E1}	Diplôme d'études postsecondaires	20
18 à 24 ans	25	Revenu du ménage[‡]	
25 à 44 ans	21	Inférieur	18 ^{E2}
45 à 64 ans	19	Moyen-inférieur	15 ^{E1}
65 ans et plus	15 ^{E1}	Moyen	23
Province/territoire[‡]		Moyen-supérieur	18
Terre-Neuve-et-Labrador	28 ^{E1}	Supérieur	20
Île-du-Prince-Édouard	18 ^{E1}	A un médecin de famille	
Nouvelle-Écosse	25	Oui	20
Nouveau-Brunswick	18	Non [†]	23
Québec	15 [*]	Consultations d'un médecin l'année dernière	
Ontario	24 [*]	Plus de cinq [†]	25 [*]
Manitoba	16 ^{E1}	Cinq ou moins	18
Saskatchewan	16 ^{E1}	Problèmes de santé chroniques	
Alberta	24	Au moins un	21
Colombie-Britannique	17	Aucun [†]	19
Yukon	11 ^{*E2}	Besoins non satisfaits en matière de santé	
Territoires du Nord-Ouest	18 ^{E2}	Oui	35 [*]
Nunavut	F	Non [†]	16
Lieu de résidence			
Région urbaine	22 [*]		
Région rurale [†]	15		

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003

[†] Catégorie de référence.

[‡] La catégorie de référence correspond au pourcentage national pour les deux sexes.

^{*} Valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$).

^{E1} Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,0 %.

^{E2} Coefficient de variation compris entre 25,1 % et 33,3 %.

^F Coefficient de variation supérieur à 33,3 %.

L'insatisfaction à l'égard des services reçus tient peut-être à l'engorgement de l'urgence, aux délais d'attente, ou encore à un manque de compréhension quant à la façon dont les hôpitaux établissent l'ordre de priorité en matière de traitement. Quoi qu'il en soit, les données de l'ESCC n'offrent à cet égard aucun renseignement.

Le mécontentement varie selon la province

Des différences pour le moins frappantes ont été observées entre les provinces et les territoires en ce qui a trait aux pourcentages de résidents qui se sont avoués insatisfaits des soins prodigués lors de leur dernier passage à l'urgence d'un hôpital. Comparativement à l'ensemble du Canada où 20 % des résidents se sont dits insatisfaits à cet égard, des proportions moindres de citoyens mécontents ont été observées au Québec et au Yukon. D'autre part, les résidents de l'Ontario se sont dits insatisfaits des services offerts en salle d'urgence dans une proportion de 24 %, ce qui surpasse de façon significative le pourcentage correspondant observé à l'échelle du pays.

Gisèle Carrière (604-666-5907; Gisèle.Carrière@statcan.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé à Statistique Canada. Elle est rattachée au Bureau de la région de l'Ouest et des territoires du Nord, Vancouver, Colombie-Britannique.

Références

1. K. Wilkins et E. Park, « Blessures », *Rapports sur la santé*, 15(3), 2004, p. 47-52 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
2. B.T.B. Chan, M.J. Shull et S.E. Shultz, Atlas Report: Emergency department services in Ontario, 1993-2000, novembre 2001, Institute for Clinical Evaluative Studies, disponible à : <http://www.ices.on.ca>, site consulté le 20 juin 2003.
3. B.T.B. Chan et H.J. Ovens, « Frequent users of emergency departments. Do they also use family physician services? », *Le Médecin de famille canadien*, 48, 2002, p. 1654-1660.
4. Y. Béland, « Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – aperçu de la méthodologie », *Rapports sur la santé*, 13(3), 2002, p. 9-15 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
5. J.N.K. Rao, G.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
6. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 281-310.

Source des données

Les renseignements concernant l'utilisation des salles d'urgence proviennent du cycle 2.1 (2003) de l'**Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC)**⁴. L'ESCC est une enquête générale sur la santé qui couvre la population à domicile de 12 ans et plus. Elle n'inclut pas les résidents des réserves indiennes, des bases des Forces canadiennes ni de certaines régions éloignées. Le taux global de réponse au cycle 2.1 était de 80,6 %; la taille totale de l'échantillon était de 135 573.

La présente analyse est basée sur un échantillon de 42 693 participants de 15 ans et plus qui ont répondu à des questions concernant leur utilisation des salles d'urgence des hôpitaux au cours des 12 derniers mois.

Le calcul de la variance des estimations et des écarts entre les estimations a été fait au moyen de la méthode du *bootstrap*, laquelle tient compte du plan d'échantillonnage complexe de l'enquête^{5,6}. Le niveau de signification statistique a été établi à $p < 0,05$.

Questions

Les participants à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) ont été interrogés au sujet de leur toute dernière visite à l'hôpital et au sujet de l'endroit où s'est déroulée leur plus récente consultation avec un médecin ou une infirmière. Ils ont en outre été invités à préciser l'endroit où ils se sont fait traiter à la suite de leur plus sérieuse blessure.

Les réponses aux questions suivantes ont servi à déterminer *l'utilisation des salles d'urgence* : « Sans compter les séjours dans un établissement de santé, au cours des 12 derniers mois, combien de fois avez-vous vu ou consulté par téléphone pour des troubles physiques, émotionnels ou mentaux : un médecin de famille ou un omnipraticien?, un spécialiste de la vue (comme un ophtalmologiste ou un optométriste)?, un autre médecin ou spécialiste (comme un chirurgien, un allergologue, un orthopédiste, un gynécologue ou un psychiatre)? » Les réponses à ces trois composantes de la question ont permis de déterminer si un participant avait *consulté un médecin plus de 5 fois au cours des 12 derniers mois*. Les participants ont en outre été invités à préciser où avaient eu lieu ces plus récentes rencontres avec un médecin ou avec une infirmière. Dans les cas où celles-ci avaient eu lieu dans un hôpital, l'intervieweur devait voir à clarifier la réponse en demandant si la personne avait été hospitalisée, si elle s'était présentée au service des consultations externes ou encore à *l'urgence*. Puisque les participants n'ont été interrogés qu'au sujet de leur plus récente visite à l'hôpital et qu'à l'égard de leur plus sérieuse blessure, il se pourrait que les données de la présente analyse sous-estiment l'utilisation des salles d'urgence. Par conséquent, ces données ne devraient en aucun cas être considérées comme représentatives du nombre total de visites effectuées dans les salles d'urgence des hôpitaux.

Le recours à d'autres services de soins de santé a été mesuré en demandant aux participants s'ils avaient *un médecin de famille* ou s'ils avaient *consulté un professionnel de la santé mentale au cours de la dernière année*.

Les participants ont en outre été interrogés concernant des *blessures* autres que celles attribuables à des mouvements répétitifs qu'ils auraient subies au cours des 12 derniers mois et qui auraient été suffisamment graves au point de limiter leurs activités. Plusieurs exemples ont été donnés, comme une fracture, une entorse, une coupure profonde, une brûlure grave ou un empoisonnement. On a aussi demandé aux participants à quel endroit ils avaient été blessés, s'ils avaient reçu des soins médicaux dans un délai de 48 heures et, le cas échéant, où ils avaient été soignés; la salle d'urgence d'un hôpital figurait parmi les choix de réponse possibles.

L'ESCC comportait en outre la question suivante : « Au cours des 12 derniers mois, avez-vous reçu des soins de santé dans un hôpital, que ce soit à titre de patient hospitalisé pour une nuit ou plus, à titre de patient au service des consultations externes, ou à titre de patient à l'urgence ? » Les participants qui ont répondu « oui » ont été invités à préciser à titre de quel genre de patient ils ont consulté, selon les catégories énumérées ci-dessus.

La *satisfaction des patients* a quant à elle été évaluée en demandant à ces derniers de penser à leur plus récent passage à l'hôpital et en leur demandant de déterminer si la qualité des soins de santé reçus était excellente, bonne, passable ou faible. De même, ils ont été interrogés au sujet de leur satisfaction quant à la façon dont les soins de santé avaient été prodigués, à savoir s'ils étaient très satisfaits, assez satisfaits, ni satisfaits ni insatisfaits, assez insatisfaits, et très insatisfaits.

La question suivante a permis de déterminer si les participants avaient eu des besoins non satisfaits en matière de santé : « Au cours des 12 derniers mois, y a-t-il eu un moment où vous avez cru que vous aviez besoin de soins de santé mais vous ne les avez pas obtenus ? »

Tableau A

Pourcentage de personnes ayant déclaré au moins une visite à la salle d'urgence l'année dernière, selon le sexe et certaines caractéristiques, population à domicile de 15 ans et plus, Canada, 2003

	Les deux sexes		Hommes		Femmes	
	milliers	%	milliers	%	milliers	%
Total	3 300	13	1 796	14*	1 503	12
Groupe d'âge, moyenne d'ensemble†	3 300	13	1 796	14	1 503	12
15 à 17 ans	266	19*	142	20*	123	18*
18 à 24 ans	510	18*	284	20*	226	17*
25 à 44 ans	1 286	14	763	16*	523	11
45 à 64 ans	828	11*	429	11*	399	10*
65 ans et plus	410	11*	177	11*	233	11
Canada†	3 300	13	1 796	14	1 503	12
Terre-Neuve et Labrador	59	13	33	15	26	12
Île-de-Prince-Édouard	14	13	6	12	8	14
Nouvelle-Écosse	108	15*	55	16	53	14*
Nouveau-Brunswick	106	18*	57	20*	49	16*
Québec	833	14	423	14	410	13*
Ontario	1 232	13	702	15	529	11*
Manitoba	104	12	52	12	51	12
Saskatchewan	100	13	55	15	45	12
Alberta	325	13	182	15	143	12
Colombie-Britannique	409	12	225	14	184	11
Yukon	4	19*	2	20*	2 ^{E1}	18 ^{E1*}
Territoires-du-Nord-Ouest	4	14	2	14	2 ^{E1}	13 ^{E1}
Nunavut	1 ^{E1}	10 ^{E1}	1 ^{E2}	11 ^{E2}	1 ^{E2}	10 ^{E2}
Niveau de scolarité†	3 246	13	1 767	15	1 479	12
Études secondaires partielles	823	15*	465	17*	358	13
Diplôme d'études secondaires	607	13	322	15	286	11
Études postsecondaires partielles	308	15	162	16	147	14
Diplôme d'études postsecondaires	1 507	12*	819	13*	689	11
Revenu du ménage†	2 767	13	1 531	14	1 236	12
Inférieur	94	18*	49 ^{E1}	23 ^{E1*}	45	14
Moyen-inférieur	188	15	75 ^{E1}	16	113	15*
Moyen	562	14	269	15	293	13
Moyen-supérieur	929	13	516	14	413	11
Supérieur	994	13	622	14	372	11
A un médecin de famille						
Oui	2 807	13	1 473	14	1 334	12
Non†	491	14	322	15	168	13
Consultations d'un médecin l'année dernière						
Cinq et moins	2 468	12*	1 431	13*	1 037	10*
Plus de cinq†	824	21	361	24	463	20
Problèmes de santé chroniques						
Au moins un	2 518	14*	1 273	16*	1 246	13*
Aucun†	778	11	523	12	255	8
Besoins non satisfaits en matière de santé						
Oui	670	22*	304	23*	366	21*
Non†	2 626	12	1 490	13	1 135	10

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003

† Catégorie de référence.

* Valeur significativement différente ($p < 0,05$) de l'estimation pour la catégorie de référence; dans la rangée du total, l'estimation pour les hommes est significativement plus élevée que l'estimation pour les femmes.

E1 Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,0 %.

E2 Coefficient de variation compris entre 25,0 % et 33,0 %.

VISITES CHEZ LE DENTISTE

par Wayne J. Millar

Selon l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2003, 63 % des personnes de 15 ans et plus avaient consulté un dentiste l'année précédente (tableau A). Il s'agit là d'une nette hausse par rapport aux 47 % observés en 1978-1979 lors de l'Enquête santé Canada. La mise en marché de dentifrices à base de fluor et la fluoration de l'eau potable dans plusieurs municipalités ont sans doute contribué à réduire le nombre de caries et à préserver la dentition naturelle de plusieurs personnes. Dans ce même esprit, le nombre sans cesse croissant de programmes d'assurance-soins dentaires offerts par les employeurs a vraisemblablement milité en faveur d'un recours accru aux services de soins dentaires (voir *Assurance-soins dentaires et utilisation des services de soins dentaires*).

Une plus forte proportion de femmes que d'hommes ont rendu visite à un dentiste en 2003 : 66 % contre 61 %. La probabilité qu'une personne consulte un dentiste diminue régulièrement avec l'âge. Cette probabilité est en effet supérieure à 60 % chez les personnes ayant entre 25 et 54 ans, tandis qu'elle atteint 46 % chez les personnes de 65 ans et plus. Jusqu'à l'âge de 45 ans, le taux de consultation d'un dentiste est plus élevé chez les femmes que chez les hommes (données non présentées).

Variations régionales

En Ontario, on estime que 7 personnes sur 10 (70 %) ont consulté un dentiste en 2003. De l'ordre de 67 %, le pourcentage de résidents de la Colombie-

Britannique qui se sont prévalus de services de soins dentaires en 2003 était là aussi supérieur à la moyenne nationale. Par contre, le pourcentage de personnes ayant eu recours à de tels soins n'était que de 46 % à Terre-Neuve-et-Labrador. Ce pourcentage était également inférieur à la moyenne nationale au Québec, au Nouveau-Brunswick, en Saskatchewan et dans les trois territoires. Plusieurs facteurs peuvent influencer sur les taux de consultation, dont les écarts dans le soutien financier accordé aux

régimes provinciaux ou territoriaux d'assurance-soins dentaires, la possibilité de se prévaloir d'un régime d'assurance-soins dentaires offert par l'employeur, le lieu de prestation des soins et, finalement, la santé bucco-dentaire de la population desservie¹.

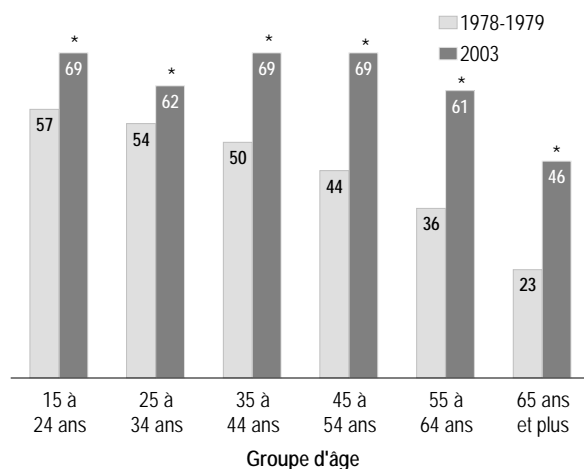
Selon les données de l'enquête, les résidents des régions rurales étaient moins susceptibles que les résidents des régions urbaines d'avoir rendu visite à un dentiste l'année précédente.

Scolarité et revenu

Le niveau de scolarité et le revenu du ménage sont

tous deux associés au fait de consulter un dentiste. Ainsi, seulement 47 % des personnes qui n'avaient pas obtenu leur diplôme d'études secondaires avaient déclaré avoir consulté un dentiste, par opposition à 70 % des titulaires d'un diplôme d'études collégiales ou universitaires. De même, 44 % des personnes qui faisaient partie des ménages dont les revenus étaient les plus faibles s'étaient rendus chez le dentiste

Pourcentage de personnes ayant consulté un dentiste l'année précédente, 1978-1979 et 2003



Sources des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003; Enquête santé Canada, 1978-1979
* Valeur significativement plus élevée que l'estimation pour 1978-1979 ($p < 0,05$).

Pourcentage de personnes qui ont consulté un dentiste l'année précédente, selon le niveau de scolarité et le revenu du ménage, 2003

	Total	Hommes	Femmes
	%		
Niveau de scolarité			
Pas de diplôme d'études secondaires	47	47	46
Diplôme d'études secondaires	64	61	66*
Études postsecondaires partielles	64	60	68*
Diplôme collégial/universitaire	70	67	73*
Revenu du ménage			
Inférieur	44	43	45
Moyen-inférieur	49	45	53*
Moyen-supérieur	64	59	69*
Supérieur	77	74	80*

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003

* Valeur significativement plus élevée que l'estimation pour les hommes ($p < 0,05$).

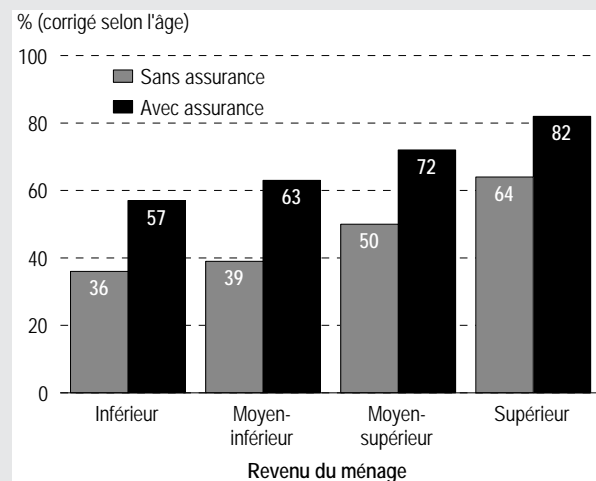
l'année précédente, comparativement à 77 % des personnes qui étaient membres des ménages dont les revenus étaient parmi les plus élevés. Dans la plupart des cas, et quels que soient le niveau de scolarité et le revenu du ménage, le taux de consultation d'un dentiste était plus élevé chez les femmes que chez les hommes.

Entre 1978-1979 et 2003, la proportion de personnes qui ont dit avoir consulté un dentiste a augmenté au sein de chaque groupe d'âge. On observe aussi une hausse du taux de consultation parmi les personnes au sein de chaque niveau de scolarité. Des hausses considérables des taux de consultation ont également été observées chez les personnes dont le revenu du ménage se situait dans les catégories moyen-supérieur et supérieur. Par conséquent, l'écart dans les taux de consultation entre les membres des ménages à revenu élevé et à faible revenu s'est accentué, cet écart étant passé de 23 points de pourcentage en 1978-1979 à 34 points de pourcentage en 2003 (données non présentées).

Assurance - soins dentaires et utilisation des services de soins dentaires

L'assurance - soins dentaires reste un facteur d'influence clé des visites chez le dentiste. En 2003, près des trois quarts (74 %) des titulaires d'une telle assurance, en vertu de laquelle la totalité ou une partie de leurs dépenses de soins dentaires étaient remboursées, avaient consulté un dentiste l'année précédente, comparativement à 48 % des personnes non assurées. Quoi qu'il en soit, et en dépit du fait qu'elles aient ou non une assurance, les personnes faisant partie des ménages à faible revenu étaient moins susceptibles que les membres des ménages mieux nantis d'avoir consulté un dentiste.

Pourcentage de personnes qui ont consulté un dentiste l'année précédente, selon qu'elles aient ou non une assurance et selon le revenu du ménage



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003

Nota : Les gradients de consultation selon le revenu chez les personnes assurées et non assurées sont significatifs; les écarts au sein même des catégories de revenu selon la situation quant à l'assurance sont également significatifs.

Raisons pour ne pas consulter

Parmi les personnes qui n'avaient pas rendu visite à un dentiste au cours des trois dernières années, 31 % ont dit croire que cela n'était pas nécessaire, tandis que 27 % ont déclaré qu'elles portaient des prothèses dentaires (tableau B). Une personne sur 10 a dit « ne pas avoir eu l'occasion de s'en occuper », 5 % ont mentionné « avoir eu peur que ce soit douloureux ou gênant », et 18 % ont donné comme raison les coûts que cela entraîne.

Là encore, des écarts selon le revenu du ménage et selon la situation quant à l'accès à un régime

d'assurance-soins dentaires sont perceptibles. Environ une personne sur cinq (22 %) se situant dans la catégorie inférieure de revenu a évoqué des contraintes de coûts comparativement à seulement 9 % des personnes se situant dans la catégorie supérieure. Dans la même veine, 26 % des personnes qui ne pouvaient se prévaloir d'une assurance ont déploré les coûts à titre de motifs pour ne pas avoir cherché à obtenir des soins dentaires au cours des trois dernières années, comparativement à seulement 7 % des titulaires d'une assurance.

Sources des données

Les données de la présente étude proviennent de l'**Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC)** de 2003 et de l'**Enquête santé Canada (ESC)** de 1978-1979.

L'ESCC est une enquête générale sur la santé qui couvre la population à domicile de 12 ans et plus². Elle n'inclut pas les résidents des réserves indiennes, des bases des Forces canadiennes ni de certaines régions éloignées. La collecte des données du cycle 2.1 a eu lieu de janvier à décembre 2003. Le taux de réponse global était de 80,6 % et la taille de l'échantillon, de 135 573.

L'ESC a été réalisée de mai 1978 à mars 1979. Elle couvre la population ne vivant pas en établissement, sauf les résidents des territoires, des réserves indiennes et des régions éloignées. La taille de l'échantillon était de 12 218 ménages³.

Les tailles des échantillons de la population de 15 ans et plus visée par le présent article sont de 35 927 pour l'ESCC et de 23 791 pour l'ESC, ce qui représente 25,3 millions et 17,5 millions de personnes, respectivement.

Pour tenir compte du plan de sondage à plusieurs degrés de l'ESCC, on a utilisé la méthode du *bootstrap* pour calculer les intervalles de confiance et les coefficients de variation, ainsi que pour tester la signification statistique des écarts. Un niveau de signification de 5 % ($p < 0,05$) a été appliqué dans tous les cas^{4,7}. Les poids *bootstrap* n'étant pas disponibles pour l'ESC, les erreurs-types des taux de prévalence ont été estimées au moyen du logiciel SUDAAN⁸.

Wayne J. Millar (613-951-1631; Wayne.Millar@statcan.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé à Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

Questions

Pour déterminer la fréquence des *consultations d'un dentiste*, on a demandé aux participants à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2003 : « Au cours des 12 derniers mois, combien de fois avez-vous vu ou consulté par téléphone pour des troubles physiques, émotifs ou mentaux un dentiste ou un orthodontiste? » Lors de l'Enquête santé Canada (ESC) de 1978-1979, on a demandé : « Au cours des 12 derniers mois, combien de fois avez-vous vu un dentiste ou parlé à un dentiste? »

Le *revenu du ménage* est fondé sur les quintiles de revenu; pour les besoins de l'analyse, quatre catégories ont été établies : inférieur (quintiles 1 et 2), moyen (3), moyen-supérieur (4) et supérieur (5). Les données ne sont pas strictement comparables, parce que la variable de l'ESC est basée sur la famille économique, tandis que celle de l'ESCC est fondée sur le ménage. Une famille économique est un groupe de deux personnes ou plus qui vivent dans le même logement et qui sont unies par les liens du sang, du mariage, de l'adoption ou de l'union de fait. Un ménage est formé d'une personne ou d'un groupe de personnes qui occupent le même logement et n'ont pas de lieu de résidence habituel ailleurs au Canada⁹.

Références

1. W.J. Millar et D. Locker, « L'assurance-soins dentaires et l'utilisation des services de soins dentaires », *Rapports sur la santé*, 11(1), 1998, p. 59-72 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
2. Y. Béland, « Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes - aperçu de la méthodologie », *Rapports sur la santé*, 13(3), 2002, p. 9-15 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
3. Statistique Canada et Santé et Bien-être social Canada, *La santé des Canadiens : Rapport de l'Enquête santé Canada*, Ottawa, ministre des Approvisionnements et Services Canada, 1981 (Statistique Canada, n° 82-538F au catalogue).
4. E.L. Korn et M.A. Graubard, « Epidemiological studies utilizing surveys: Accounting for the sampling design », *American Journal of Public Health*, 81(9), 2002, p. 1166-1173.
5. J.N.K. Rao, G.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
6. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 281-310.
7. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, *Bootstrap Variance Estimation for the National Population Health Survey*, Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association, Baltimore, 1999.
8. B.V. Shah, B.G. Barnwell et G.S. Bieler, *SUDAAN User's Manual, Release 7.5*, Research Triangle Park, North Carolina: Research Triangle Institute, 1997.
9. Statistique Canada, *Dictionnaire du recensement de 1996*, version finale, Ottawa, ministre de l'Industrie, 1999 (Statistique Canada, n° 92-351-UPF au catalogue).

Tableau A

Visites chez le dentiste l'année précédente, population à domicile de 15 ans et plus, 2003

	Échantillon	Population milliers	Ayant consulté un dentiste
			%
Total	35 927	25 307	63
Sexe			
Hommes	16 290	12 426	61*
Femmes	19 637	12 881	66*
Groupe d'âge			
15 à 24 ans	5 124	4 201	69*
25 à 34 ans	5 581	4 152	62
35 à 44 ans	5 953	5 310	69*
45 à 54 ans	6 097	4 623	69*
55 à 64 ans	5 367	3 237	61*
65 ans et plus	7 805	3 785	46*
Province/Territoire			
Terre-Neuve-et-Labrador	1 767	441	46*
Île-du-Prince-Édouard	1 278	113	64
Nouvelle-Écosse	2 495	757	61
Nouveau-Brunswick	1 657	610	51*
Québec	6 116	6 070	56*
Ontario	7 397	9 792	70*
Manitoba	2 731	873	61
Saskatchewan	1 665	755	53*
Alberta	4 119	2 468	62
Colombie-Britannique	4 342	3 361	67*
Yukon	734	24	49*
Territoires du Nord-Ouest	978	31	68*
Nunavut	648	13	56*
Niveau de scolarité			
Pas de diplôme d'études secondaires	10 275	5 757	47*
Diplôme d'études secondaires	6 200	4 622	64
Études postsecondaires partielles	2 646	2 041	65
Diplôme collégial/universitaire	16 220	12 344	71*
Données manquantes	586	544	57
Revenu du ménage			
Inférieur	3 957	1 945	44*
Moyen-inférieur	6 869	4 199	48*
Moyen-supérieur	10 520	7 449	64
Supérieur	8 852	7 681	78*
Données manquantes	5 729	4 034	61
Région rurale/urbaine			
Rurale	9 521	4 829	56*
Urbaine	26 406	20 478	65*

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003

Nota : Les données ayant été arrondies, la somme des chiffres peut ne pas être égale aux totaux indiqués.

* Valeur significativement différente de celle pour le total ($p < 0,05$).

Tableau B

Certaines raisons† pour ne pas avoir consulté un dentiste au cours des trois dernières années, selon le revenu du ménage et la situation quant à l'assurance-soins dentaires, population à domicile de 15 ans et plus, Canada, 2003

	Nombre milliers	Raisons pour ne pas consulter ¹				
		Pas de nécessaire	Porte des pro- thèses	N'a pas eu l'occasion de s'en occuper	Dou- lou- reux ou gênant	Autre
Revenu du ménage	4 714	31	27	18	10	5
Inférieur	619	28	33	22	9 ^{E2}	3 ^{E1}
Moyen-inférieur	1 260	31	27	23	7	4 ^{E2}
Moyen-supérieur	1 303	34	28	16	11	5
Supérieur	678	29	21	9 ^{E1}	15 ^{E1}	8 ^{E1}
Données manquantes	853	30	26	18	9 ^{E2}	F
Assurance-soins dentaires						
Oui	1 559	30	28	7	12	7
Non	3 030	32	26	26	9	3 ^{E1}
Données manquantes	125	25 ^{E1}	24	F	F	F

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003
Nota : Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués.

† Il était permis de donner plus d'une raison.

E1 Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,0 %.

E2 Coefficient de variation compris entre 25,1 % et 33,3 %.

F Coefficient de variation supérieur à 33,3 %.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



PROBLÈMES DE VISION CHEZ LES PERSONNES ÂGÉES

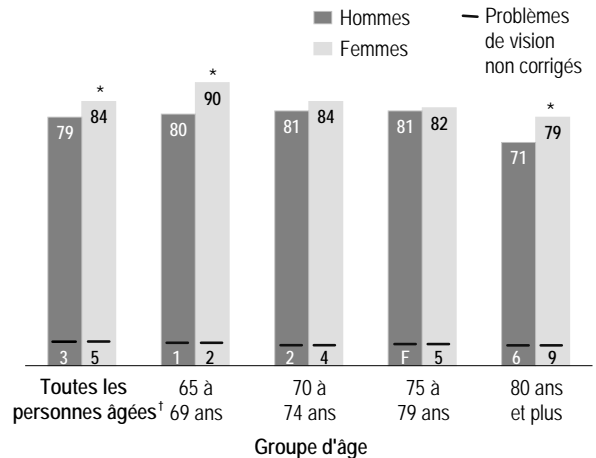
par Wayne J. Millar

Selon les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), environ la moitié (51 %) de la population de 12 ans et plus avait un problème de vision en 2003. Certains des problèmes de vision plus graves, qui peuvent réduire la qualité de vie et accroître le risque d'isolement social, de dépression et de blessure, peuvent être particulièrement difficiles pour les personnes âgées¹⁻³. Ces dernières représentent seulement 14 % de la population de 12 ans et plus, mais 23 % de toutes les personnes ayant des problèmes de vision et près de 20 % de toutes celles qui ont consulté un spécialiste de la vue en 2003.

Vieillessement et problèmes de vision

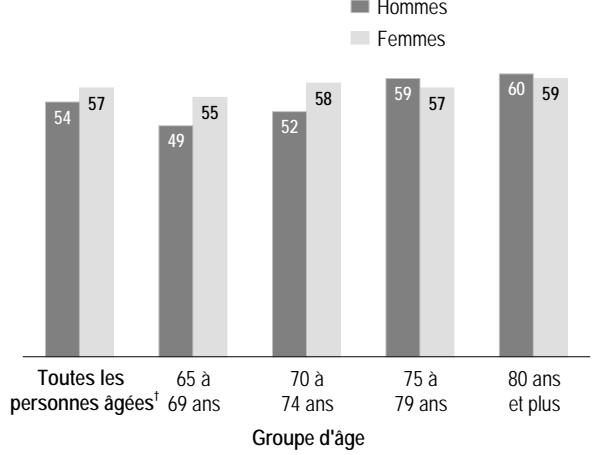
De nombreuses personnes plus âgées ont des problèmes de vision, allant de la difficulté à lire ou à regarder la télévision à une incapacité plus grave comme le fait d'être incapable de conduire ou de lire. Au Canada, environ 3 millions de personnes âgées, c'est-à-dire 82 % de la population

Pourcentage de personnes âgées ayant des problèmes de vision



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003
 † Corrigé selon l'âge.
 * Valeur significativement plus élevée que l'estimation pour les hommes ($p < 0,05$).
 F Coefficient de variation supérieur à 33,3 %.

Pourcentage de personnes âgées qui ont consulté un ophtalmologiste ou un optométriste l'année précédente



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003
 † Corrigé selon l'âge.

totale de 65 ans et plus, ont déclaré avoir un problème de vision en 2003 (tableau A). Terre-Neuve-et-Labrador (79 %) et l'Alberta (79 %) sont les seules provinces où la proportion de personnes âgées ayant des problèmes de vision était différente du taux national.

Globalement, la proportion de femmes âgées ayant des problèmes de vision était plus élevée que celle de leurs homologues masculins.

Bien que la plupart des personnes âgées ayant des problèmes de vision aient déclaré que leurs problèmes avaient été corrigés (78 %), 4 % avaient des problèmes « non corrigés », incluant ceux qui ne peuvent être corrigés. La proportion de problèmes visuels non corrigés était la plus élevée (8 %) chez les personnes de 80 ans et plus.

Consultations de spécialistes de la vue

En 2003, plus de la moitié (56 %) des personnes âgées avaient consulté un ophtalmologiste ou un optométriste durant l'année écoulée. Chez les personnes les plus âgées, les proportions

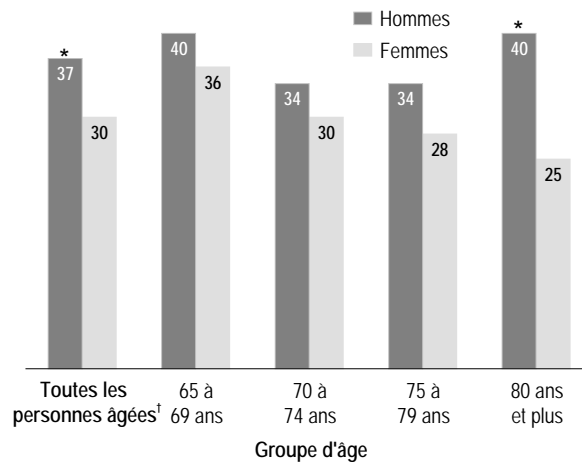
étaient similaires, environ 6 personnes sur 10 ayant consulté un spécialiste de la vue. Aucune différence dans les taux de consultation n'a toutefois été observée entre hommes et femmes, et ce, quel que soit le groupe d'âge. Une « consultation », cependant, ne comprend pas nécessairement un examen de la vue.

Assurance

Le tiers des personnes âgées ont déclaré avoir une assurance qui couvre en partie ou en totalité le coût des lunettes ou des verres de contact. Dans le groupe des 65 à 69 ans, la proportion de personnes ayant une assurance soins de la vue (38 %) était plus élevée que le taux national; dans le groupe des 80 ans et plus, le taux (30 %) était inférieur à la moyenne nationale. Les hommes (37 %) étaient plus susceptibles que les femmes (30 %) de déclarer avoir une assurance soins de la vue.

À l'Île-du-Prince-Édouard, en Nouvelle-Écosse, au Nouveau-Brunswick, en Ontario et en Alberta, le pourcentage de personnes âgées ayant une assurance soins de la vue était plus élevé que le taux national de 33 %. Au Québec, le taux était de 18 %. La plupart des provinces assurent certains soins de la vue aux personnes âgées.

Pourcentage de personnes âgées ayant une assurance soins de la vue

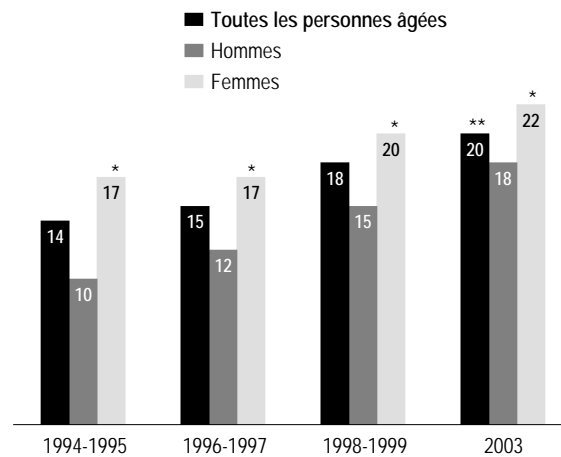


Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003

† Corrigé selon l'âge.

* Valeur significativement plus élevée que l'estimation pour les femmes ($p < 0,05$).

Pourcentage de personnes âgées atteintes de cataracte



Sources des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 à 1998-1999; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003

* Valeur significativement différente de l'estimation pour les hommes ($p < 0,05$).

** Valeur significativement différente de l'estimation pour toutes les personnes âgées en 1994-1995 ($p < 0,05$).

Cataracte

La cataracte, affection caractérisée par l'opacification du cristallin (lentille) de l'œil, est l'une des principales causes de la baisse de la vue chez les personnes âgées. Non traitée, la cataracte peut entraîner une perte progressive et non douloureuse de la vision⁴, pouvant rendre nécessaire une intervention chirurgicale. L'opération de la cataracte restaure généralement la vision^{5,6}.

Entre 1994-1995 et 2003, la proportion de personnes âgées souffrant de cataracte est passée de 14 % à 20 %. Dans le cas des hommes, cette proportion est passée de 10 % à 18 %. Chez les femmes, les chiffres correspondants étaient de 17 % et 22 %. Cette augmentation s'observe dans tous les groupes d'âge chez les personnes âgées.

En 2003, la proportion de personnes déclarant être atteintes de cataracte était de seulement 12 % dans le groupe des 65 à 69 ans, mais de 28 % dans le groupe des 80 ans et plus. Dans l'ensemble, le taux était plus élevé chez les femmes que chez les hommes, en raison de la plus forte prévalence de cataracte chez les femmes de 70 à 74 ans. Aucune différence entre les sexes n'a été observée dans les autres groupes d'âge.

L'augmentation du nombre de déclarations de présence de cataracte peut être attribuable en partie à une plus grande sensibilisation aux possibilités de traitement chez les personnes âgées, ce qui entraîne une plus forte demande d'interventions chirurgicales. Dans le passé, la personne était généralement hospitalisée pour subir une extraction de la cataracte, tandis qu'aujourd'hui, il s'agit généralement d'une chirurgie d'un jour. En outre, la technique chirurgicale s'est améliorée⁷.

Glaucome

Le glaucome correspond à un certain nombre d'états associés à la pression à l'intérieur de l'œil. Les changements dans la pression de l'œil peuvent causer des dommages irréversibles au nerf optique, entraînant une perte de vision, peut-être même la cécité. Les symptômes peuvent apparaître seulement lorsque la maladie est avancée, mais la détection et le traitement du glaucome peuvent permettre de sauver la vue^{8,9}.

En 2003, 241 000 personnes âgées (6 %) étaient atteintes de glaucome. La prévalence augmentait avec l'âge, atteignant son sommet dans le groupe d'âge le plus avancé. Dans l'ensemble, la prévalence du glaucome était plus élevée chez les femmes que chez les hommes, écart tenant aux taux plus élevés chez les femmes de 75 à 79 ans et de 80 ans et plus.

Entre 1994-1995 et 2003, la prévalence du glaucome est passée de 5 % à 6 %, hausse attribuable à une plus forte prévalence de cette maladie chez les femmes. En 2003, un diagnostic de glaucome

Pourcentage de personnes âgées atteintes de cataracte ou de glaucome

	Les deux sexes		Hommes	Femmes
	%			
Cataracte				
Toutes les personnes âgées	20	18	22	
65 à 69 ans	12*	11*	13*	
70 à 74 ans	19	16	22	
75 à 79 ans	26*	25*	27*	
80 ans et plus	28*	25*	30*	
Glaucome				
Toutes les personnes âgées	6	6	7	
65 à 69 ans	4*	4*E1	4*E1	
70 à 74 ans	6	6E1	6	
75 à 79 ans	7	6E1	8	
80 ans et plus	10*	9*	10*	

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003

* Valeur significativement différente de l'estimation pour toutes les personnes âgées ($p < 0,05$).

E1 Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,0 %.

avait été posé chez 7 % des femmes, comparativement à 5 % en 1994-1995. Le taux pour les hommes n'a pas changé durant cette période.

Diabète

Le diabète est une importante cause de cécité et d'autres problèmes de vision. En 2003, un diagnostic de diabète avait été posé chez 13 % environ des personnes âgées (données non présentées). Dans le cas des problèmes de vision corrigés, les proportions de personnes âgées diabétiques et non diabétiques ne différaient pas de façon importante des taux nationaux. Toutefois, 6 % des personnes

âgées atteintes de diabète ont déclaré souffrir d'un problème de vision non corrigé, comparativement à 4 % des non-diabétiques (tableau A). Comme les diabétiques sont plus susceptibles (63 %) que les non-diabétiques (55 %) d'avoir consulté un spécialiste de la vue au cours de la dernière année, ils étaient proportionnellement plus nombreux à avoir reçu un diagnostic de problème de vision. Un problème peut être non corrigé parce que le diabétique attend de subir une intervention chirurgicale, par exemple l'enlèvement d'une cataracte, ou bien le problème peut être impossible à corriger.

Wayne J. Millar (613-951-1631; Wayne.Millar@statcan.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé à Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

Questions

Les estimations des personnes âgées ayant des *problèmes de vision* étaient fondées sur les réponses aux questions suivantes :

- Habituellement, voyez-vous assez bien pour lire le journal sans lunettes ou verres de contact?
- Habituellement, voyez-vous assez bien pour lire le journal avec des lunettes ou des verres de contact?
- Êtes-vous capable de voir quoi que ce soit?
- Voyez-vous assez bien pour reconnaître un ami ou une amie de l'autre côté de la rue sans lunettes ou verres de contact?
- Habituellement, voyez-vous assez bien pour reconnaître un ami ou une amie de l'autre côté de la rue avec des lunettes ou des verres de contact?

Pour les besoins de la présente analyse, les réponses ont été regroupées en trois catégories qui peuvent se chevaucher : problèmes de vision, problèmes de vision corrigés, et problèmes de vision non corrigés.

La prévalence de la *cataracte* ou du *glaucome* était fondée sur des renseignements autodéclarés fournis en réponse à une série de questions sur les problèmes de santé chroniques diagnostiqués.

La *consultation d'un spécialiste de la vue* a été établie selon les réponses à la question suivante : « Au cours des 12 derniers mois, combien de fois avez-vous vu ou consulté par téléphone un spécialiste de la vue (comme un ophtalmologiste ou un optométriste)? »

L'*assurance soins de la vue* a été déterminée en fonction des réponses à la question suivante : « Avez-vous une assurance qui couvre en partie ou en totalité le coût des lunettes ou des verres de contact? »

Incapacités visuelles

L'*Enquête sur la participation et les limitations d'activités (EPLA)* de Statistique Canada visait à recueillir des renseignements sur les personnes dont les activités quotidiennes étaient limitées en raison d'une incapacité ou d'un problème de santé. Dans le contexte de l'EPLA, l'incapacité visuelle était définie comme étant « la difficulté de voir les caractères ordinaires d'un journal ou de voir clairement le visage de quelqu'un à quatre mètres » pour une personne portant des lunettes ou des verres de contact. Par conséquent, les estimations des « incapacités visuelles » selon l'EPLA diffèrent des estimations des « problèmes de vision » d'après les données de l'ESCC. Selon l'EPLA, 8,5 % de la population de 55 ans et plus avait une incapacité liée à la vision en 2001. On trouvera plus de renseignements sur l'incapacité visuelle selon l'EPLA dans une publication récente¹⁰.

Sources des données

Deux sources de données sont à l'origine des estimations des troubles de la vision, y compris la cataracte et le glaucome. Il s'agit de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2003 et de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999.

L'ESCC est une enquête-santé générale couvrant la population à domicile de 12 ans et plus¹¹. Elle n'inclut pas les résidents des réserves indiennes, des bases des Forces canadiennes ni de certaines régions éloignées. Les données pour le cycle 2.1 ont été recueillies de janvier à décembre 2003. Le taux de réponse global était de 80,6 % et la taille de l'échantillon, de 135 573 personnes. Cette analyse est fondée sur un échantillon de 13 820 personnes de 65 ans et plus, représentant 3,8 millions de personnes âgées. Pour tenir compte du plan de sondage à plusieurs degrés de l'enquête, on a utilisé la méthode du *bootstrap* pour calculer les intervalles de confiance et les coefficients de variation, ainsi que pour tester la signification statistique des écarts. Un niveau de signification de 5 % ($p < 0,05$) a été appliqué dans tous les cas¹²⁻¹⁵. Les mesures sommaires ont été corrigées selon l'âge pour la population de 65 ans et plus de 2003.

Bien que la rétinopathie diabétique et la dégénérescence maculaire liée à l'âge soient d'importantes causes de perte de la vision, l'ESCC ne fournit pas de renseignements sur ces deux états.

Références

1. P. Lee, J.P. Smith et R. Kington, « The relationship between self-rated vision and hearing to functional status and well-being among seniors 70 years and older », *American Journal of Ophthalmology*, 127(4), 1999, p. 447-452.
2. S.R. Lord et J. Dayhew, « Visual risk factors for falls in older people », *Journal of the American Geriatrics Society*, 49(5), 2001, p. 508-515.
3. R.Q. Ivers, R. Norton, R.G. Cumming *et al.*, « Visual impairment and risk of hip fracture », *American Journal of Epidemiology*, 152(7), 2000, p. 633-639.
4. R. Berkow, M.H. Beers et A.J. Fletcher (publié sous la direction de), *The Merck Manual of Medical Information*, Whitehouse Station, New Jersey, Merck Research Laboratories, 1997, p. 528-532.
5. E. Monestam et L. Wachtmeister, « Impact of cataract surgery on visual acuity and subjective functional outcomes: a population-based study in Sweden », *Eye*, 3(Pt 6), 1999, p. 711-719.
6. J.C. Javitt, M. Kendrix et J.M. Tielsch, « Geographic variation in utilization of cataract surgery », *Medical Care*, 33, 1995, p. 90-105.
7. D.C. Naylor, R. Buhrman et D.P. DeBoer, « Lens extraction: Variations in selected surgical procedures and medical diagnoses, by year and region », publié sous la direction de V. Goel, J.I. Williams, G.m. Anderson *et al.*, *Patterns of Health Care in Ontario: The ICES Practice Atlas*, Second Edition, Ottawa, Association médicale canadienne, 1996.
8. G. Michelson et M.J. Groh, « Screening models for glaucoma », *Current Opinions in Ophthalmology*, 12(2), 2001, p. 105-111.
9. P.P. Chen, « Risk and risk factors for blindness from glaucoma », *Current Opinions in Ophthalmology*, 15(2), 2004, p. 107-111.
10. L. Cossette et E. Duclos, *A Profile of Disability in Canada, 2001*, Ottawa, ministre de l'Industrie, 2002 (Statistique Canada, n° 89-577-XIF au catalogue).
11. Y. Béland, « Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes - aperçu de la méthodologie », *Rapports sur la santé*, 13(3), 2002, p. 9-15 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
12. E.L. Korn et M.A. Graubard, « Epidemiological studies utilizing surveys: Accounting for the sampling design », *American Journal of Public Health*, 81(9), 1991, p. 1166-1173.
13. J.N.K. Rao, G.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
14. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 281-310.
15. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap Variance Estimation for the National Population Health Survey », *American Statistical Association: Proceedings of the Survey Research Methods Section*, Baltimore, Maryland, août 1999.

Tableau A

Taux corrigés selon l'âge, indicateurs choisis des problèmes de vision et des soins de la vue pour les personnes âgées

	Échantillon	Population milliers	Problèmes de vision			Ont consulté un spécialiste de la vue au cours de la dernière année
			Total %	Corrigés %	Non corrigés %	
Groupe d'âge						
Toutes les personnes âgées	13 820	3 780	82	78	4	56
65 à 69 ans	4 026	1 214	85*	83*	2*E1	52*
70 à 74 ans	3 611	988	82	79	3*E1	55
75 à 79 ans	2 925	791	82	78	4	58
80 ans et plus	3 258	787	76*	68*	8*	59*
Hommes						
65 à 69 ans	1 797	579	80	79	1*E1	49*
70 à 74 ans	1 478	466	81	79	2*E1	52
75 à 79 ans	1 113	346	81	78	F	59*
80 ans et plus	1 002	266	71*	65*	6*E1	60*
Femmes						
65 à 69 ans	2 229	635	90*	87*	2*E1	55
70 à 74 ans	2 133	522	84	80*	4*E1	58
75 à 79 ans	1 812	445	82	78	5*E1	57
80 ans et plus	2 256	521	79*	70*	9*	59
État diabétique						
Diabétique	1 949	503	81	74*	6*	63*
Non diabétique	11 850	3 272	82	78*	4*	55*
Données manquantes	21	5	F	F	F	F
Province						
Terre-Neuve-et-Labrador	702	61	79	74	5*E1	43*
Île-du-Prince-Édouard	496	18	85	80	5*E2	61
Nouvelle-Écosse	1 228	120	85*	82	3*E1	55
Nouveau-Brunswick	1 142	93	85*	81	4*E1	51
Québec	5 631	927	82	78	4	54
Ontario	1 698	1 458	82	78	3	61*
Manitoba	698	143	80	76	4*E1	48*
Saskatchewan	492	134	81	74	7*E1	51
Alberta	755	302	79	75	4*E1	54
Colombie-Britannique	978	525	83	78	5*E1	51*

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003

Nota : Pour les comparaisons des groupes d'âge, l'estimation totale pour le Canada a été utilisée comme catégorie de référence. Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués.

* Valeur significativement différente de celle de la catégorie de référence ($p < 0,05$).

E1 Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,0 %.

E2 Coefficient de variation compris entre 25,1 % et 33,3 %.

F Coefficient de variation supérieur à 33,3 %.



Pour commander les publications

Un inventaire des produits et services d'information de la Division de la statistique de la santé comprenant les publications (sur papier, disquette, microfiche ou dans Internet), les fichiers de microdonnées et les totalisations spéciales

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca





Pour obtenir les produits ci-dessous, veuillez communiquer avec :

Division de la diffusion, Gestion de la circulation
 Statistique Canada
 120 avenue Parkdale
 Ottawa (Ontario)
 K1A 0T6
 Téléphone (Canada et États-Unis) : 1 800 267-6677
 Télécopieur (Canada et États-Unis) : 1 877 287-4369
 Courriel : infostats@statcan.ca

Ou visiter notre site Web : www.statcan.ca

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix (\$CAN) ^{†‡}
Guide de la statistique sur la santé			
L'information sur la santé en direct de Statistique Canada			
<i>(Ce guide vous permet d'accéder rapidement à de l'information reliée à la santé dans le site Web de Statistique Canada. Disponible en format html et ne peut être téléchargé.)</i>			
	82-573-GIF	Internet	Gratuit
Analytical Reports			
Rapports sur la santé			
· par année	82-003-XPF	Papier	63 \$
· l'exemplaire			22 \$
· par année	82-003-XIF	Internet	48 \$
· l'exemplaire			17 \$
La santé de la population canadienne - Rapport annuel 2003	82-003-SIF 82-003-SPF	Internet Papier	Gratuit 22 \$
Rapport statistique sur la santé de la population canadienne	82-570-XIF	Internet	Gratuit
Avortements provoqués			
Statistiques sur les avortements provoqués	82-223-XIF	Internet	Gratuit
Cancer			
Statistiques sur le cancer (Incidence du cancer au Canada; Statistiques sur la survie au cancer; Manuels du Registre canadien du cancer; La filière du cancer, bulletin des registres du cancer au Canada)	84-601-XIF	Internet	Gratuit
Enquête nationale sur la santé de la population			
Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995	82-567-XPB 82-567-XIB	Papier Internet	10 \$ 8 \$
Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997	82-567-XPB 82-567-XIB	Papier Internet	35 \$ 26 \$
Guide de l'utilisateur des fichiers de microdonnées à grande diffusion, Enquête nationale sur la santé de la population, 1998-1999 – composante des ménages	82M0009GPF	Papier	50 \$
Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997 – composante des ménages	82M0009GPF	Papier	50 \$
Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997 – établissements de soins de santé	82M0010GPF	Papier	50 \$

[†] Les prix n'incluent pas la taxe de vente.

[‡] Voir l'intérieur de la couverture pour connaître les frais d'expédition.

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix (\$CAN) ^{†‡}
Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes			
Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes - Santé mentale et bien-être	82-617-XIF	Internet	Gratuit
Contenu optionnel et autres tableaux connexes, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes	82-577-XIF	Internet	Gratuit
Profils de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes	82-576-XIF	Internet	Gratuit
Accès aux services de soins de santé au Canada, 2001	82-575-XIF	Internet	Gratuit
Espérance de vie			
Tables de mortalité, Canada, provinces et territoires, 1995-1997	84-537-XIF	Internet	15 \$
Établissements de soins			
Établissements de soins pour bénéficiaires internes, 1998-1999 (Ces données sont disponibles sous forme de totalisations spéciales en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle.)			
État civil			
Sommaire général des statistiques de l'état civil	84F0001XPB	Papier	22 \$
Causes de décès	84-208-XIF	Internet	Gratuit
Mortalité, liste sommaire des causes	84F0209XPB	Papier	20 \$
Mortalité, liste sommaire des causes, 1997	84F0209XIB	Internet	Gratuit
Naissances	84F0210XPB	Papier	20 \$
Décès	84F0211XIF	Internet	Gratuit
Mariages	84F0212XPB	Papier	22 \$
Divorces	84F0213XPB	Papier	20 \$
Causes principales de décès	84F0503XPB	Papier	20 \$
Autre			
Étude de validation d'un couplage d'enregistrements de naissance et de décès infantile au Canada	84F0013XIF	Internet	Gratuit
Fichier de conversion des codes postaux plus (FCCP+) (Pour obtenir le FCCP+, les clients doivent d'abord acheter le FCCP.)	82F0086XDB	Disquette	Gratuit
Renseignements historiques			
Recueil de statistiques de l'état civil, 1996	84-214-XPB	Papier	45 \$
	84-214-XIF	Internet	33 \$

[†] Les prix n'incluent pas la taxe de vente.

[‡] Voir l'intérieur de la couverture pour connaître les frais d'expédition.

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix (\$CAN) [†]
Hospitalisation			
Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux	82-562-XPB	Papier	40 \$
Indicateurs de la santé			
Indicateurs de la santé, publication Internet	82-221-XIF	Internet	Gratuit
Indicateurs de la santé comparables – Canada, provinces et territoires	82-401-XIF	Internet	Gratuit
Régions sociosanitaires : limites et correspondance avec la géographie du recensement	82-402-XIF	Internet	Gratuit
Maladies cardiovasculaires			
Le nouveau visage des maladies cardiovasculaires et des accidents vasculaires cérébraux au Canada	82F0076XIF	Internet	Gratuit
Maladies et lésions professionnelles			
Dépistage des maladies et lésions professionnelles au Canada : mortalité par cause chez les travailleurs, 1965-1991	84-546-XCB	CD-ROM	500 \$
Tabagisme			
Rapport sur l'usage de la cigarette au Canada, de 1985 à 2001	82F0077XIF	Internet	Gratuit



La Division de la statistique de la santé offre un service de totalisations spéciales pour répondre à des besoins particuliers, ainsi que des données publiées tirées d'enquêtes supplémentaires, payables en fonction du service demandé. Il est possible de créer des tableaux personnalisés à partir des nombreuses sources de données sur la santé et l'état civil dont s'occupe la Division.

Les demandes de totalisations spéciales doivent être adressées aux :

Services personnalisés à la clientèle

Division de la statistique de la santé

Statistique Canada

Ottawa (Ontario)

K1A 0T6

Téléphone : (613) 951-1746

Télécopieur : (613) 951-0792

Courriel : HD-DS@statcan.ca

† Les prix n'incluent pas la taxe de vente.

‡ Voir l'intérieur de la couverture pour connaître les frais d'expédition.



Fichiers de microdonnées

Les demandes de produits tirés de l'Enquête nationale sur la santé de la population doivent être adressées aux :

Services personnalisés à la clientèle

Division de la statistique de la santé
Statistique Canada
Ottawa (Ontario)
K1A 0T6
Téléphone : (613) 951-1746
Télécopieur : (613) 951-0792
Courriel : HD-DS@statcan.ca

Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes		Numéro du produit	Version	Prix (\$CAN) ^{†‡}
Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001 Cycle 1.1 fichier de microdonnées à grande diffusion Fichiers de données transversaux en format ASCII, Guide de l'utilisateur, dictionnaire de données, index, clichés d'enregistrement, fureteur Beyond 20/20 pour le Fichier santé.		82M0013XCB	CD-ROM	2 000 \$ Gratuit pour le secteur de la santé
Enquête nationale sur la santé de la population				
Cycle 4, 2000-2001				
Tableaux personnalisés	Ménages	82C0013		Le prix varie selon l'information demandée
Cycle 3, 1998-1999				
Composante des ménages	Fichiers transversaux en format ASCII, Guide de l'utilisateur, dictionnaire de données, index, clichés d'enregistrement, fureteur Beyond 20/20 pour le Fichier santé	82M0009XCB	CD-ROM	2 000 \$
Tableaux personnalisés	Ménages Établissements de soins de santé	82C0013 82C0015		Le prix varie selon l'information demandée Le prix varie selon l'information demandée
Cycle 2, 1996-1997				
Composante des ménages	Données transversales, fichier texte ASCII, fureteur Beyond 20/20 pour le Fichier santé	82M0009XCB	CD-ROM	500 \$
Composante des établissements de soins de santé	Données transversales, fichier texte ASCII	82M0010XCB	CD-ROM	250 \$ Les clients qui achètent la composante des ménages des fichiers de microdonnées 1996-1997 recevront gratuitement la composante des établissements de soins de santé
Tableaux personnalisés	Ménages Établissements de soins de santé	82C0013 82C0015		Le prix varie selon l'information demandée Le prix varie selon l'information demandée
Cycle 1, 1994-1995				
Composante des ménages	Données, fureteur Beyond 20/20 – fichier texte ASCII, Guide le l'utilisateur	82F0001XCB	CD-ROM	300 \$
Composante des établissements de soins de santé	Fichier texte ASCII	82M0010XDB	Disquette	75 \$
Tableaux personnalisés	Ménages Établissements de soins de santé	82C0013 82C0015		Le prix varie selon l'information demandée Le prix varie selon l'information demandée

[†] Les prix n'incluent pas la taxe de vente.

[‡] Voir l'intérieur de la couverture pour connaître les frais d'expédition.



ENQUÊTES SUR LA SANTÉ DE LA POPULATION

Enquête conjointe Canada-États-Unis sur la santé (ECCES)

Cette enquête a recueilli de l'information, à la fois des résidents du Canada et des États-Unis, concernant la santé, l'utilisation des soins de santé et les restrictions fonctionnelles.

Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP)

Ménages - La composante des ménages vise les résidents des ménages de toutes les provinces, à l'exclusion de la population des réserves indiennes, des bases des Forces armées canadiennes et de certaines régions éloignées du Québec et de l'Ontario.

Établissements - La composante des établissements vise les résidents à long terme (devant y séjourner plus de six mois) des établissements de soins comportant quatre lits ou plus dans toutes les provinces, à l'exclusion du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest.

Nord - La composante du Nord vise les résidents des ménages du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest, à l'exclusion de la population des réserves indiennes, des bases des Forces armées canadiennes et de certaines des régions les plus au nord des territoires.

Enquête sur l'accès aux services de santé (EASS)

Cette enquête fournit des renseignements détaillés sur l'accès aux services de soins de santé (services de premier contact 24 heures sur 24, sept jours sur sept (24/7) et services spécialisés. Ces données sont disponibles au niveau national.

Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC)

Cycle 1.1 : Cette enquête a été menée par Statistique Canada afin de produire des estimations transversales à jour des déterminants de la santé, de l'état de santé et de l'utilisation des services de santé pour 133 régions sociosanitaires réparties partout au Canada et dans les territoires.

Cycle 1.2 : Santé mentale et bien-être : cette enquête a été menée par Statistique Canada en vue de produire des estimations transversales des déterminants de la santé mentale, de l'état de santé mentale et de l'utilisation des services de santé mentale, au niveau provincial.

Cycle 2.1 : Le deuxième cycle de l'ESCC a été mené par Statistique Canada afin de produire des estimations transversales à jour des déterminants de la santé, de l'état de santé et de l'utilisation des services de santé pour 134 régions sociosanitaires réparties partout au Canada.

Pour plus de renseignements sur ces enquêtes, veuillez visiter notre site web
http://www.statcan.ca/francais/concepts/hs/index_f.htm

Le Canada en statistiques

Obtenez des tableaux de données gratuits sur divers aspects de l'économie, du territoire, de la société et du gouvernement du Canada.

Pour plus de renseignements sur ces tableaux, veuillez visiter notre site Web
http://www.statcan.ca/francais/Pgdb/health_f.htm

Le programme des centres de données de recherche

Le programme des centres de données de recherche (CDR) s'inscrit dans une initiative de Statistique Canada, du Conseil de recherches en sciences humaines du Canada (CRSH) et de consortiums d'universités visant à renforcer la capacité de recherche sociale du Canada et à soutenir le milieu de la recherche sur les politiques.

Les CDR permettent aux chercheurs d'accéder aux microdonnées d'enquêtes sur les ménages et sur la population. Les centres comptent des employés de Statistique Canada. Ils sont exploités en vertu des dispositions de la Loi sur la statistique et sont administrés conformément à toutes les règles de confidentialité. Ils ne sont accessibles qu'aux chercheurs dont les propositions ont été approuvées et qui ont prêté serment en qualité de personnes réputées être employées de Statistique Canada.

On trouve des CDR à travers le pays. Ainsi, les chercheurs n'ont pas à se déplacer vers Ottawa pour avoir accès aux microdonnées de Statistique Canada. Pour plus de renseignements, communiquez avec Gustave Goldmann au (613) 951-1472, Directeur du programme des centres de données de recherche.

Pour plus de renseignements sur ce programme, veuillez visiter notre site web

http://www.statcan.ca/francais/rdc/index_f.htm