



N° 82-003-XIF au catalogue

Rapports sur la santé

Vol. 13, n° 2

• Suicides

• Crise cardiaque

• Soins de santé



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 20 \$ CA l'exemplaire et de 58 \$ CA 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 \$ CA	24 \$ CA
Autres pays	10 \$ CA	40 \$ CA

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 15 \$ CA l'exemplaire et de 44 \$ CA 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 « 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 **order@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 libraires 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 13, numéro 2

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2002

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.

Janvier 2002

N° 82-003-XPF au catalogue, vol. 13, n° 2
ISSN 1492-7128

N° 82-003-XIF au catalogue, vol. 13, n° 2
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 :

- .. nombres non disponibles
- ... n'ayant pas lieu de figurer
- néant ou zéro
- nombres infimes
- ^p nombres provisoires
- ^r nombres corrigés
- x confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique* relatives au secret

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
Marie P. Beaudet

Rédactrice principale
Mary Sue Devereaux

Rédactrice
Barbara Riggs

Rédacteur adjoint
Marc Saint-Laurent

Chargée de production
Renée Bourbonnais

Production et composition
Agnes Jones
Robert Pellarin
Micheline Pilon

Vérification des données
Dan Lucas

Administration
Donna Eastman

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

**Comité directeur de la Division
de la statistique de la santé
pour la recherche et l'analyse**
Gary Catlin, président
Lorna Baillie
Marie P. Beaudet
Martha Fair
Cyril Nair
Ghislaine Villeneuve

Rapports 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 contient des *Travaux de recherche* et des *Données disponibles*. Les *Travaux de recherche* présentent des analyses approfondies et sont soumis à un examen anonyme par des pairs. Ils sont répertoriés dans Index Medicus et MEDLINE. Les *Données disponibles* sont des résumés de données récentes sur la santé produites par la Division de la statistique de la santé.

Vous trouverez des renseignements sur les commandes ou 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, 18^e étage, immeuble R.-H.-Coats, Ottawa, Ontario, Canada, K1A 0T6. Téléphone : (613) 951-7025. Courrier électronique : healthreports@statcan.ca. Télécopieur : (613) 951-0792.

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.

Versión 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 « Publications 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 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

Suicides et tentatives de suicide 9

En 1998, le taux de suicides était quatre fois plus élevé chez les hommes que chez les femmes, tandis que le taux d'hospitalisations pour tentative de suicide était presque une fois et demie plus élevé chez les femmes qu'il ne l'était chez les hommes. Au cours de cette même année, environ 9 % des personnes qui ont été hospitalisées pour une tentative de suicide ont reçu leur congé de l'hôpital plus d'une fois la même année à la suite d'une tentative de suicide.

Stéphanie Langlois et Peter Morrison

Soins de santé : besoins non satisfaits 27

Près de 7 % des Canadiens d'âge adulte ont, en 1998-1999, fait état de besoins non satisfaits en matière de soins de santé au cours de l'année précédente. Dans un peu plus de la moitié des cas, des motifs dits « d'acceptabilité » ont été invoqués, tels que le manque de temps. Environ le tiers des cas de besoins non satisfaits étaient attribuables à des problèmes de perception de disponibilité des services (p. ex., temps d'attente excessif). Enfin, les cas liés à l'accessibilité aux services (coût, transport) ne représentaient qu'un peu plus de 10 % des cas.

Jiajian Chen et Feng Hou

Issues de la revascularisation et de la crise cardiaque 41

Une année après leur crise cardiaque, le tiers des 12 271 patients qui avaient été hospitalisés en 1995-1996 à la suite d'un tel incident en Nouvelle-Écosse, en Saskatchewan, en Alberta et en Colombie-Britannique n'avaient subi aucune intervention de revascularisation. Les taux de revascularisation étaient relativement faibles chez les femmes, les personnes d'âge avancé et celles qui éprouvaient d'autres problèmes de santé.

Helen Johansen, Cyril Nair, Luling Mao et Michael Wolfson



Données disponibles

Naissances, 1999 59
Mariages, 1998 59

Pour commander les publications

..... 63

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



Travaux de recherche

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

Suicides et tentatives de suicide

Stéphanie Langlois et Peter Morrison

Résumé

Objectif

Le présent article décrit la mortalité par suicide chez les Canadiens de 10 ans et plus de 1979 à 1998. On y examine aussi les données des dossiers d'hospitalisation de 1998-1999 afin d'obtenir certains renseignements sur les tentatives de suicide.

Sources des données

Les données proviennent principalement de la Base canadienne de données sur l'état civil, de la Base de données sur la morbidité hospitalière et de la Base de données axées sur la personne. Des données supplémentaires proviennent des enquêtes sur les services correctionnels pour adultes et sur les homicides, de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes et de l'Organisation mondiale de la santé.

Techniques d'analyse

Les taux comparatifs de mortalité par suicide et d'hospitalisations pour tentative de suicide ont été calculés selon le sexe et la province ou le territoire pour les Canadiens de 10 ans et plus. En outre, les taux de mortalité par suicide et d'hospitalisations pour tentative de suicide selon l'âge et le sexe ont été calculés pour sept groupes d'âge.

Principaux résultats

Le taux de mortalité par suicide est resté assez stable de 1979 à 1998. Le taux de suicides est quatre fois plus élevé pour les hommes que pour les femmes, mais le taux d'hospitalisations pour tentative de suicide est une fois et demie plus élevé pour les femmes que pour les hommes. En 1998-1999, environ 9 % des personnes qui ont été hospitalisées pour tentative de suicide ont reçu leur congé de l'hôpital plus d'une fois la même année à la suite d'une tentative de suicide.

Mots-clés

Parasuicide, dossier de départ de l'hôpital, utilisation des services hospitaliers, hospitalisations multiples.

Auteurs

Stéphanie Langlois (613-951-6862; stephanie.langlois@statcan.ca) travaille à la Division des petites entreprises et des enquêtes spéciales, et Peter Morrison (613-951-4692; peter.morrison@statcan.ca), à la Division de la statistique du travail, tous deux à Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

Plus de 3 700 personnes se sont donné la mort au Canada en 1998, ce qui représente, en moyenne, environ 10 suicides par jour. Les Canadiens sont sept fois plus susceptibles de se suicider que d'être victimes d'un homicide¹. En outre, entre 1993 et 1998, le suicide a causé la perte d'un nombre considérablement plus élevé de vies que les accidents impliquant des véhicules automobiles². En fait, de l'adolescence à l'âge mûr, le suicide est l'une des causes principales de décès aussi bien chez l'homme que chez la femme³.

S'il est établi que les tentatives de suicide sont plus nombreuses que les suicides, celles-ci n'en demeurent pas moins difficiles à chiffrer avec exactitude. À cet égard, des estimations récentes de l'Organisation mondiale de la santé révèlent qu'il y aurait jusqu'à 20 tentatives de suicide pour chaque décès par suicide⁴.

Le présent article brosse un tableau statistique complet de la mortalité par suicide, tant sur le plan national, provincial que territorial, de 1979 à 1998, chez les Canadiens de 10 ans et plus (voir *Méthodologie*). Ces chiffres sont complétés par des estimations du nombre de tentatives de suicide non fatales fondées sur les dossiers de départ de l'hôpital produits pour 1998-1999. L'analyse examine en

Méthodologie

Sources des données

Les données sur la mortalité par suicide pour la période de 1979 à 1998 proviennent de la Base canadienne de données sur l'état civil, qui contient les renseignements transmis par les bureaux de l'état civil de chaque province et territoire. Cette base de données, qui est tenue à jour par Statistique Canada, donne un dénombrement virtuellement complet de tous les événements démographiques. Les chiffres annuels sont calculés pour l'année civile.

Les données sur les hospitalisations liées aux tentatives de suicide et aux blessures auto-infligées proviennent de la Base de données sur la morbidité hospitalière (BDMH) tenue à jour par l'Institut canadien d'information sur la santé. Les renseignements qui figurent dans cette base de données proviennent des formulaires d'admission et de départ remplis par les hôpitaux à la fin de chaque séjour ininterrompu d'un patient, lorsque celui-ci est « radié », parce qu'il reçoit son congé ou qu'il est décédé. La BDMH contient des données sur toutes les radiations enregistrées par les hôpitaux généraux et spécialisés (hôpitaux de soins de courte durée, de convalescence et de soins prolongés) durant l'exercice. Comme une personne peut être admise à l'hôpital et en sortir plusieurs fois dans l'année, les statistiques sont des dénombrements des départs de l'hôpital plutôt que des patients individuels. Pour éviter les doubles comptes, seules les hospitalisations dans la province ou le territoire (résidents et non-résidents de la province ou du territoire où a eu lieu l'hospitalisation) sont incluses dans l'analyse.

La Base de données axées sur la personne (BDAP) de Statistique Canada est un sous-ensemble de la Base de données sur la morbidité hospitalière. La BDAP contient un numéro d'identification du patient qui permet de repérer les personnes qui ont été hospitalisées plusieurs fois (les noms des patients ne sont pas communiqués à Statistique Canada). La BDAP n'inclut pas les enregistrements ayant trait à des non-résidents. Les hospitalisations hors province ou territoire sont également exclues de la présente analyse.

Les estimations démographiques utilisées pour calculer les taux ont été fournies par la Division de la démographie de Statistique Canada et corrigées pour tenir compte du sous-dénombrement net au recensement et des résidents non permanents. On s'est servi des estimations démographiques révisées en juillet pour calculer les taux de mortalité par suicide et des estimations révisées en octobre pour calculer les taux d'hospitalisations pour tentative de suicide (parasuicide).

Techniques d'analyse

Un *décès par suicide* se définit comme tout décès pour lequel l'un des codes E950 à E959 (suicide et blessures auto-infligées) de la *Classification internationale des maladies, neuvième révision* (CIM-9)⁵ figure dans la zone de l'enregistrement réservée à la cause du décès.

Une *hospitalisation pour tentative de suicide* se dit de toute hospitalisation pour laquelle l'un des codes E950 à E959 de la CIM-9 figure dans la zone du code du premier accident sur le formulaire de départ des personnes qui sortent en vie de l'hôpital. Cette catégorie de la CIM-9 comprend les blessures résultant d'une tentative de suicide, ainsi que les blessures volontairement auto-infligées, mais sans intention suicidaire.

Puisque les décès par suicide et les hospitalisations pour tentative de suicide sont rares chez les jeunes enfants, l'analyse porte uniquement sur les Canadiens de 10 ans et plus.

Les taux bruts de suicides ont été calculés en divisant le nombre de décès par suicide survenus durant l'année civile de référence chez les personnes de 10 ans et plus par l'estimation de population correspondante (telle que calculée en juillet), puis on a multiplié le résultat par 100 000.

Le calcul des taux bruts d'hospitalisations pour tentative de suicide (parasuicide) procède de la division du nombre de départs de l'hôpital après une tentative de suicide survenus durant l'exercice de référence (1998-1999) chez les personnes de 10 ans et plus par l'estimation de population correspondante (calculée en octobre), résultat qu'on multiplie ensuite par 100 000.

Le calcul des taux comparatifs prend pour référence la répartition par âge de la population canadienne de 10 ans et plus en 1991. Le taux comparatif représente le nombre de décès par suicide ou d'hospitalisations liées à un parasuicide pour 100 000 personnes que l'on aurait observé pour la population de référence si les taux réels selon l'âge enregistrés pour une population donnée avaient été ceux observés pour la population de référence. Cette méthode permet de faire des comparaisons selon le sexe, la province, le territoire et l'année.

Pour calculer les taux selon l'âge, on a divisé le nombre de décès par suicide ou d'hospitalisations liées à un parasuicide observé pour chaque groupe d'âge par l'estimation de population correspondante, puis on a multiplié le résultat par 100 000. Au départ, l'analyse a été effectuée par tranche d'âge de cinq ans (données non présentées), mais, puisque les taux de suicides étaient comparables pour nombre de groupes d'âge au fil du temps, des groupes plus grands ont été formés pour faciliter la présentation des résultats.

Méthodologie - fin

Les comparaisons entre régions pourraient refléter des variations aléatoires plutôt que des écarts réels. Les intervalles de confiance (voir l'annexe A, tableaux A à D) ont été calculés pour évaluer la variation des taux provinciaux ou territoriaux de suicides et d'hospitalisations^{6,7}. Des tests bilatéraux ont en outre permis de repérer les écarts statistiquement significatifs entre le taux comparatif de chaque province ou territoire et le taux comparatif national. Comme les taux de suicides et d'hospitalisations pour tentative de suicide enregistrés pour les grandes provinces peuvent influencer sur le taux national, nul ne peut supposer que les premiers sont indépendants du second. Pour tenir compte du degré de corrélation entre le taux observé pour chaque province ou territoire et le taux national, on a estimé leur covariance et utilisé le résultat pour calculer la variance de l'écart entre les taux^{6,8}.

Pour calculer la durée moyenne d'hospitalisation, le nombre total de journées-patients passées à l'hôpital pour tentative de suicide a été divisé par le nombre de départs de l'hôpital liés à un parasuicide.

Pour estimer la proportion de personnes hospitalisées à plusieurs reprises pour tentative de suicide en 1998-1999, il a fallu déterminer si les dossiers de départ de l'hôpital établis pour une personne

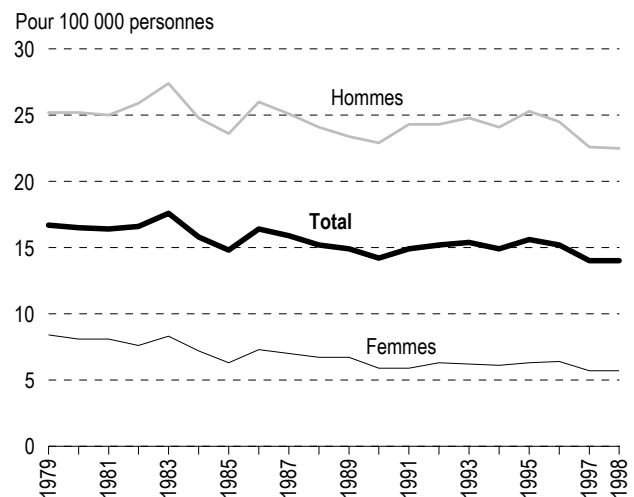
donnée correspondaient à une tentative de suicide ou à un transfert à un autre hôpital. L'examen des dates d'hospitalisation et de départ de l'hôpital, ainsi que du numéro de code des hôpitaux ont permis d'éliminer les dossiers correspondant à des transferts. Parce qu'il s'agit d'un sous-ensemble de la Base de données sur la morbidité hospitalière, la Base de données axées sur la personne brosse un tableau moins complet du nombre de tentatives de suicide donnant lieu à une hospitalisation. Par exemple, en 1998-1999, 94 % des enregistrements de la Base de données sur la morbidité hospitalière représentaient des hospitalisations pour tentative de suicide pour lesquelles le patient sorti en vie de l'hôpital était enregistré dans la Base de données axées sur la personne. Cependant, contrairement à cette dernière, la BDMH ne peut être utilisée pour déterminer le nombre de personnes hospitalisées une fois, deux fois ou plus pour tentative de suicide durant l'exercice. Par conséquent, la Base de données axées sur la personne a servi de complément pour calculer les ratios du nombre de personnes hospitalisées pour tentative de suicide (ou de tentatives de suicide) au nombre de départs de l'hôpital liés à une tentative de suicide. Puis, ces ratios ont été appliqués aux données de la BDMH.

outre les méthodes utilisées dans les cas de suicide et de tentative de suicide avec hospitalisation. Les données sont présentées selon le sexe et le groupe d'âge pour donner une idée générale des groupes démographiques les plus à risque (voir *Limites*). L'étude des facteurs sociaux, économiques et psychologiques liés au suicide et à la tentative de suicide dépasse le cadre de la présente analyse.

Les taux demeurent assez stables

En 1998 (année la plus récente pour laquelle des données sont disponibles), 3 698 décès par suicide ont été déclarés parmi la population de Canadiens de 10 ans et plus. Cette année-là, le taux comparatif de suicides était de 14 pour 100 000 personnes. Ce taux, qui est resté assez stable de 1979 à 1998, a atteint un sommet de 18 en 1983 (graphique 1) (voir aussi *Comparaisons entre pays*). L'examen des moyennes mobiles de trois ans de ces taux comparatifs, moyennes ainsi calculées parce que les données par année pourraient produire des taux

Graphique 1
Taux comparatifs de suicides[†], population de 10 ans et plus, selon le sexe, Canada, 1979 à 1998



Source des données : Base canadienne de données sur l'état civil
[†] Calculés en prenant pour référence la répartition par âge de la population canadienne de 10 ans et plus en 1991, corrigée pour tenir compte du sous-dénombrement net au recensement et des résidents non permanents.

Limites

Les définitions utilisées pour le décès par suicide et la tentative de suicide donnant lieu à une hospitalisation ont été établies d'après la *Classification internationale des maladies, neuvième révision* (CIM-9)⁵. De telles définitions peuvent causer une surestimation du nombre de décès par suicide, ainsi que du nombre de départs de l'hôpital après une tentative de suicide, puisque les blessures auto-infligées volontairement, mais sans intention suicidaire, sont incluses.

Par ailleurs, plusieurs études ont visé à évaluer le sous-dénombrement des décès par suicide qui résulte surtout d'un biais éventuel de classification lors de la déclaration de la cause du décès ou du fait que les données des certificats de décès corrigés n'aient pas été intégrées dans la base nationale de données⁹⁻¹². Par exemple, certaines catégories de la CIM-9, comme celle des « traumatismes et empoisonnements causés d'une manière indéterminée quant à l'intention » (E980 à E89) pourraient masquer des décès par suicide. Des différences de sous-dénombrement des décès par suicide ont été observées lors de la comparaison de la Base canadienne de données sur l'état civil aux bases de données provinciales ou territoriales des coroners. Cette variation tient en partie au fait que les corrections, telles que la reclassification des causes de décès, apportées à l'échelle provinciale ou territoriale ne sont pas incluses dans la base nationale de données^{11,12}. Par exemple, si la cause du décès est incertaine, le coroner pourrait au départ inscrire un code indiquant que la cause est indéterminée, puis, après une enquête plus poussée (dont la durée peut varier selon la province ou le territoire et s'étendre au-delà de l'échéance fixée par Statistique Canada pour la transmission des données), pourrait procéder à une reclassification afin d'attribuer une cause plus précise, ce qui crée une discordance par rapport à la Base canadienne de données sur l'état civil. De surcroît, une étude a montré que le sous-dénombrement des décès par suicide varie selon la province ou le territoire¹¹, fait dont il importe de tenir compte lorsque l'on compare les taux provinciaux et territoriaux de suicides. Malheureusement, il n'est pas possible de quantifier les erreurs éventuellement dues à ces limitations. Néanmoins, la Base canadienne de données sur l'état civil demeure une source fiable de statistiques sur le suicide^{9,10}.

Dans un même ordre d'idées, le nombre total de tentatives de suicide présenté ici est sous-estimé. La Base de données sur la

morbidité hospitalière (BDMH) n'inclut pas les cas de tentative de suicide pour lesquels la personne a été traitée à titre de malade ambulatoire au service des urgences d'un hôpital ou dans un autre établissement médical. En outre, les personnes placées en hôpital psychiatrique qui ont fait une tentative de suicide durant leur séjour dans cet hôpital mais n'ont pas dû être hospitalisées dans un établissement de soins de courte durée ne sont pas incluses. Et, naturellement, les cas qui n'ont fait l'objet d'aucune intervention médicale ne peuvent pas être dénombrés. À cause de ces exclusions, les données de la BDMH pourraient décrire un sous-groupe de personnes ayant fait une tentative de suicide qui n'est pas représentatif de la population entière de ces personnes.

Les taux d'hospitalisations pour tentative de suicide sont également sous-estimés, puisque l'analyse ne tient compte que du code du premier accident figurant dans la Base de données sur la morbidité hospitalière. Un nombre assez faible d'hospitalisations pour lesquelles un code de suicide ou de blessure auto-infligée (E950 à E959) figurait dans les deuxième à cinquième zones de code d'accident ont été repérées, mais ces variables ont été éliminées parce que la qualité des données les concernant était douteuse. Par ailleurs, les départs des hôpitaux après une tentative de suicide pourraient aussi être surestimés. Par exemple, le transfert d'une personne d'un hôpital à un autre pourrait donner lieu à deux enregistrements de départ dans la BDMH, alors qu'il s'agit d'un même événement.

Le risque de suicide n'est pas le même pour tous les membres de la population. Certains groupes peuvent être considérés comme à « haut risque » parce qu'ils ont souvent un taux de suicides supérieur à la moyenne, comme les Autochtones, les jeunes et les personnes âgées, les détenus (voir *Suicide dans les établissements correctionnels*), les homosexuels, les personnes ayant déjà fait une tentative de suicide et celles souffrant de troubles mentaux¹³. Bien que plusieurs études aient visé à estimer le taux de suicides chez ces groupes à haut risque, les bases de données existantes ne permettent pas de calculer un taux national exact. Par exemple, d'après plusieurs études, le risque de suicide est de deux à quatre fois plus élevé pour les populations autochtones que pour la population dans son ensemble¹⁴⁻¹⁹. Cependant, en l'absence de données nationales fiables, il est difficile de déterminer le taux de suicides chez les Autochtones ou d'autres groupes à haut risque.

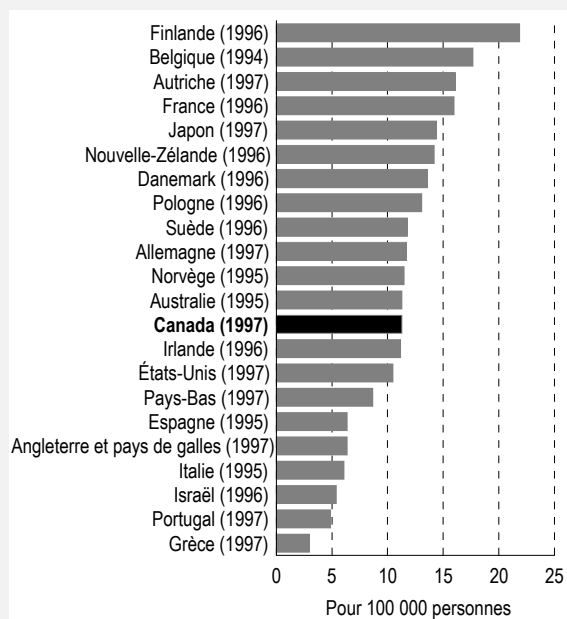
Comparaisons entre pays

Selon des données de l'Organisation mondiale de la santé, pour ce qui est du taux de suicides calculé pour l'ensemble de la population, le Canada occupe une position intermédiaire sur la liste de 22 pays occidentaux industrialisés²⁰. Le taux comparatif de suicides varie de 3 pour 100 000 personnes en Grèce (1997) à 22 pour 100 000 en Finlande (1996). Le taux de suicides calculé pour le Canada en 1997 était comparable à celui enregistré pour l'Australie, l'Irlande, la Norvège, l'Allemagne et la Suède. Cependant, les comparaisons entre pays doivent se faire avec prudence, car les méthodes de confirmation des décès peuvent varier¹³.

La surreprésentation des hommes en ce qui concerne la mortalité par suicide s'observe uniformément pour les 22 pays. Le ratio hommes-femmes varie de 2 à 1 pour les Pays-Bas à 7 à 1 pour la Grèce, et est de l'ordre de 3 ou 4 à 1 pour la plupart des pays (4 pour le Canada).

Chez l'homme, le taux comparatif de suicides varie de 5 pour 100 000 en Grèce à 35 en Finlande. Chez la femme, il varie de 1 pour 100 000 en Grèce à 9 en Finlande. De nouveau, le Canada occupe une position intermédiaire : 18 pour 100 000 pour les hommes; cinq pour 100 000 pour les femmes (données non présentées).

Taux comparatifs de suicides†, certains pays, 1994 à 1997



Source des données : Base de données de l'Organisation mondiale de la santé (référence n° 20)

† Calculés en prenant pour référence la nouvelle population type mondiale (établie pour la période de 2000 à 2025).

moins fiables à cause d'événements aléatoires, révèle une tendance à long terme stable similaire (données non présentées).

En 1998, le suicide a été la cause principale de décès chez les hommes ayant entre 25 à 29 ans et 40 à 44 ans, ainsi que chez les femmes de 30 à 34 ans. De surcroît, pour les trois groupes ayant entre 10 à 14 ans et 20 à 24 ans, il était la deuxième cause principale de décès chez les deux sexes, tout juste après les accidents impliquant des véhicules automobiles³.

L'interprétation des tendances et des taux se doit cependant d'être prudente, car les statistiques officielles sous-estiment souvent le suicide. De surcroît, les variations annuelles pourraient refléter des changements de méthodes de déclaration et de confirmation des décès par suicide²¹. Les autorités médicales et juridiques ne peuvent certifier un décès par suicide que si l'intention de la victime est prouvée catégoriquement²².

Les taux sont plus élevés chez l'homme

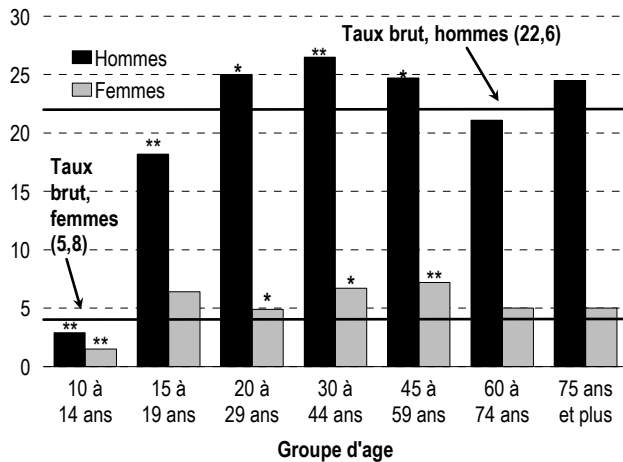
Selon des études antérieures, les hommes sont au moins quatre fois plus susceptibles que les femmes de se suicider²¹⁻²³. Ils sont aussi plus susceptibles de mourir lors de la première tentative²⁴. En 1998, au Canada, le taux comparatif était de 23 suicides pour 100 000 chez les hommes de 10 ans et plus, mais de 6 pour 100 000 chez leurs homologues féminins (voir aussi *Meurtre-suicide*).

Depuis 1979, le taux comparatif de suicide n'a varié de façon notable ni chez l'homme ni chez la femme (graphique 1; annexe B, tableaux A et B). Chez le premier, il est passé par un sommet de 27 pour 100 000 en 1983, tandis que chez la seconde, il n'a jamais dépassé 8 pour 100 000.

Les groupes d'âge pour lesquels le suicide est le plus fréquent diffèrent quelque peu selon le sexe. Chez l'homme, en 1998, le taux observé pour les groupes des 20 à 29 ans, des 30 à 44 ans et des 45 à 59 ans était nettement plus élevé que le taux brut global observé chez l'homme, tandis que pour le groupe des 15 à 19 ans, il était nettement plus faible (graphique 2). Chez la femme, le taux était significativement plus élevé que le taux brut global pour la femme pour les groupes des 30 à 44 ans et

Graphique 2
Taux de suicides selon l'âge et le sexe, Canada, 1998

Pour 100 000 personnes



Source des données : Base canadienne de données sur l'état civil

* Diffère de façon significative du taux brut selon le sexe ($p < 0,05$).

** Diffère de façon significative du taux brut selon le sexe ($p < 0,01$).

Meurtre-suicide

L'homicide, c'est-à-dire le meurtre d'une personne par une autre, est rare au Canada. Les homicides suivis du suicide de leur auteur sont encore plus rares.

Les travaux de recherche indiquent que le sentiment de culpabilité et le risque d'un suicide après l'homicide sont d'autant plus forts que les liens entre la victime et l'agresseur sont étroits^{25,26}, particulièrement si la victime de l'homicide est un enfant²⁶. Parmi les 503 cas d'homicide (un cas peut comprendre plus d'une victime) déclarés à la police en 1999, 40 (8 %) étaient des meurtres-suicides²⁷. Ces cas ont abouti au décès de 52 victimes d'homicide et au suicide de l'accusé, qui était le plus souvent un homme (93 %). Presque 9 sur 10 de ces meurtres-suicides avaient une cause familiale, tendance qui a fort peu varié au cours des 20 dernières années.

En 1999, un cas de meurtre-suicide sur quatre a fait plus d'une victime et, dans chacun de ces cas de meurtre-suicide à victimes multiples, l'accusé était un homme. Dans presque la moitié (48 %) des cas de meurtre-suicide, un homme a tué sa conjointe; dans 15 % des cas, un homme a tué son ou ses enfants. Enfin, dans 13 % des cas, un homme a tué sa conjointe et son ou ses enfants. Cette année-là, on n'a dénombré aucun cas de meurtre-suicide où une femme a tué son conjoint, mais dans deux cas, une femme a tué son ou ses enfants²⁷.

des 45 à 59 ans, mais plus faible pour le groupe des 20 à 29 ans.

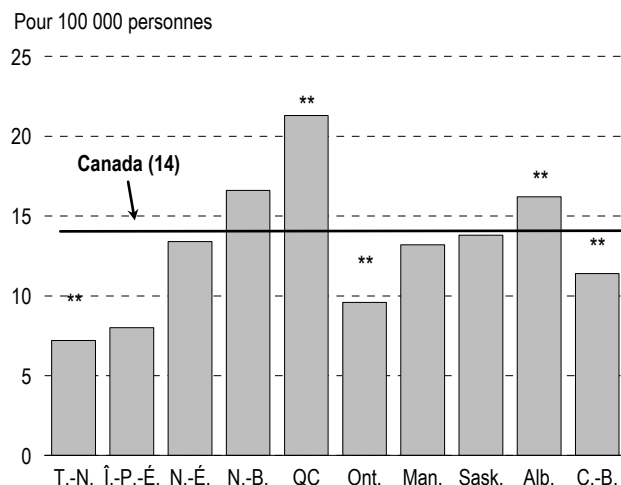
Dans chaque groupe d'âge, le taux de suicide était plus élevé chez l'homme que chez la femme. Les écarts sont particulièrement importants pour les personnes dans la vingtaine et celles de 75 ans et plus. Les garçons et les filles de 10 à 14 ans représentent les deux groupes pour lesquels le taux de suicide est le plus faible, à savoir 3 et 2 décès pour 100 000 personnes, respectivement.

Variation interprovinciale

Outre le seul examen des données nationales, l'analyse révèle plusieurs écarts interprovinciaux qu'il convient toutefois d'interpréter avec prudence. Historiquement, les taux de suicides ont eu tendance à augmenter d'Est en Ouest²². Cependant, depuis 1993, le Québec est la province à laquelle on associe le taux comparatif le plus élevé (annexe B, tableau C). En 1998, le taux observé au Québec, soit 21 décès par suicide pour 100 000 personnes de 10 ans et plus, était distinctement supérieur au taux national de 14 décès. En Alberta, le taux de 16 décès pour 100 000 personnes était également nettement supérieur à la moyenne nationale. En revanche, Terre-Neuve, l'Ontario et la Colombie-Britannique ont déclaré des taux bien inférieurs à cette moyenne (graphique 3).

Des différences entre les méthodes de codage de la cause du décès de même que la rapidité avec laquelle les données sur la mortalité sont produites pourraient être à l'origine de certains écarts entre les taux provinciaux de suicide (voir *Limites*). Pour donner une idée partielle du sous-dénombrement du suicide en 1998, on a calculé, pour chaque province, le ratio du nombre de décès de cause indéterminée au nombre de suicides (données non présentées). Les taux les plus faibles ont été observés au Nouveau-Brunswick (1 %) et au Québec (3 %), tandis que les taux les plus élevés ont été enregistrés en Ontario et au Manitoba (16 % et 24 %, respectivement). Cependant, comme ces ratios ne sont que des indicateurs partiels de biais éventuel, leur effet sur les écarts interprovinciaux demeure inconnu, tout comme l'importance de cet effet.

Graphique 3
Taux comparatifs de suicides[†], population de 10 ans et plus, Canada et provinces, 1998



Source des données : Base canadienne de données sur l'état civil
Nota : Le taux comparatif est égal à 26,1 pour le Yukon et à 55,5 pour les Territoires du Nord-Ouest. Seul ce dernier diffère de façon significative du taux national ($p < 0,05$).
[†] Calculés en prenant pour référence la répartition par âge de la population canadienne de 10 ans et plus en 1991, corrigée pour tenir compte du sous-dénombrement net au recensement et des résidents non permanents.
****** Diffère de façon significative du taux comparatif national ($p < 0,01$).

En 1998, le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest ont déclaré 26 et 56 suicides pour 100 000 personnes de 10 ans et plus (5 et 35 décès, respectivement). L'analyse des taux de suicides calculés pour le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest doit se faire avec beaucoup de prudence. Étant donné la petite taille des populations de ces territoires et le faible nombre de décès par suicide qu'on y observe, une légère variation du nombre de suicides peut causer des fluctuations importantes du taux annuel alors qu'aucun changement significatif n'a vraiment eu lieu. Malgré cette forte variabilité, le taux de suicides observé dans les Territoires du Nord-Ouest (mais non au Yukon) excède nettement le taux national.

Les méthodes différentes

En 1998, au Canada, la méthode la plus courante de suicide était la suffocation (39 %), principalement par pendaison ou strangulation (tableau 1). Venaient ensuite l'empoisonnement (26 %), qui inclut la prise d'une surdose de drogue ou de médicaments et l'inhalation de gaz d'échappement de véhicules automobiles, puis les armes à feu (22 %). En revanche, aux États-Unis, une étude récente a

Tableau 1
Méthodes de suicide, selon le sexe, population de 10 ans et plus, Canada, 1998

Méthode (codes de la CIM-9)	Total		Hommes		Femmes	
	Nombre	%	Nombre	%	Nombre	%
Total des décès par suicide (E950 à E959)	3 698	100,0	2 925	100,0	773	100,0
Suffocation (E953), total	1 433	38,8	1 171	40,0	262	33,9
Empoisonnement (E950 à E952), total	965	26,1	646	22,1	319	41,3
Drogues et médicaments (E950.0 à E950.5)	487	13,2	246	8,4	241	31,2
Gaz d'échappement de véhicules à moteur (E952.0)	269	7,3	229	7,8	40	5,2
Autre monoxyde de carbone (E952.1)	164	4,4	135	4,6	29	3,8
Empoisonnements autres et non précisés (E950.6 à E950.9, E951, E952.8, E952.9)	45	1,2	36	1,2	9	1,2
Armes à feu (E955.0 à E955.4, E955.9)	816	22,1	765	26,2	51	6,6
Saut d'un lieu élevé (E957)	160	4,3	115	3,9	45	5,8
Noyade/submersion (E954)	122	3,3	79	2,7	43	5,6
Instruments tranchants/perforants (E956)	59	1,6	48	1,6	11	1,4
Moyens autres et non précisés (E955.5, E958, E959) [†]	143	3,9	101	3,5	42	5,4

Source des données : Base canadienne de données sur l'état civil

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

[†] Y compris sauter ou se coucher devant des objets en mouvement, les incendies/brûlures, les collisions de véhicules automobiles, les moyens autres ou non précisés, les effets tardifs de blessures auto-infligées et les explosifs.

montré que presque 60 % des suicides sont commis au moyen d'une arme à feu²⁴.

Les hommes ont tendance à recourir à des moyens plus violents que les femmes^{13,22}. En 1998, chez l'homme, 26 % des suicides ont été commis au moyen d'une arme à feu, comparativement à 7 % chez la femme. Par contre, celle-ci est nettement plus susceptible que l'homme de recourir à l'empoisonnement : 41 % contre 22 %. La suffocation est la méthode la plus répandue chez l'homme (40 %), mais elle est la deuxième par ordre d'importance chez la femme où elle est à l'origine de 34 % des suicides.

De 1979 à 1998, la proportion de suicides par arme à feu chez les hommes a baissé pour passer de 41 % à 26 %, tandis que celle des suicides par suffocation a augmenté pour passer de 24 % à 40 %. Chez les femmes, la tendance est comparable, la hausse la plus importante étant celle liée à la suffocation (de 19 % à 34 %) (données non présentées).

Hospitalisation après une tentative de suicide

Nombre de personnes qui essaient de se donner la mort ne parviennent pas à leurs fins. Par conséquent, des renseignements sur les tentatives permettraient de broser un tableau plus complet du suicide en tant que problème de santé publique. Cependant, le nombre exact de tentatives de suicide à l'échelle nationale reste difficile à déterminer¹². Celles-ci ne sont pas nécessairement déclarées et, lorsqu'elles le sont, les méthodes de collecte des données varient. Néanmoins, certains renseignements peuvent être tirés des dossiers d'hospitalisation.

En 1998-1999, parmi les départs des hôpitaux enregistrés à l'égard des Canadiens de 10 ans et plus, 23 225 étaient associés à un suicide ou à des blessures non accidentelles auto-infligées. Dans 338 de ces cas (moins de 2 %), le patient est décédé. Les 22 887 autres cas étaient des hospitalisations liées à un parasuicide (tentative de suicide ou blessure volontairement auto-infligée) pour lesquelles le patient est sorti en vie de l'hôpital. D'après ces données sur les départs des hôpitaux, le taux brut

d'hospitalisations pour tentative de suicide était de 87 pour 100 000 personnes de 10 ans et plus.

Plus grand risque de tentatives chez les femmes

Alors que les hommes sont bien plus susceptibles que les femmes de se donner la mort, le taux d'hospitalisations pour tentative de suicide est nettement plus élevé chez les femmes que chez les hommes (tableau 2, graphique 4). En 1998-1999, le taux comparatif d'hospitalisations pour tentative de suicide était de 108 pour 100 000 chez les femmes de 10 ans et plus et de 70 pour 100 000 chez les hommes de 10 ans et plus. Selon certaines études, les femmes sont plus susceptibles que les hommes de faire une tentative de suicide sans avoir réellement l'intention de se donner la mort, mais cette opinion demeure controversée^{28,29}.

Chez la femme, le taux d'hospitalisations pour tentative de suicide culmine pour le groupe des 15 à 19 ans. En 1998-1999, il était de 221 pour 100 000 chez les filles de ce groupe d'âge, soit plus de deux fois celui enregistré chez les garçons de 15 à 19 ans (87 pour 100 000). Même pour le groupe des 10 à 14 ans, le taux d'hospitalisations pour tentative de suicide était nettement plus élevé chez les filles que chez les garçons : 68 contre 16 pour 100 000.

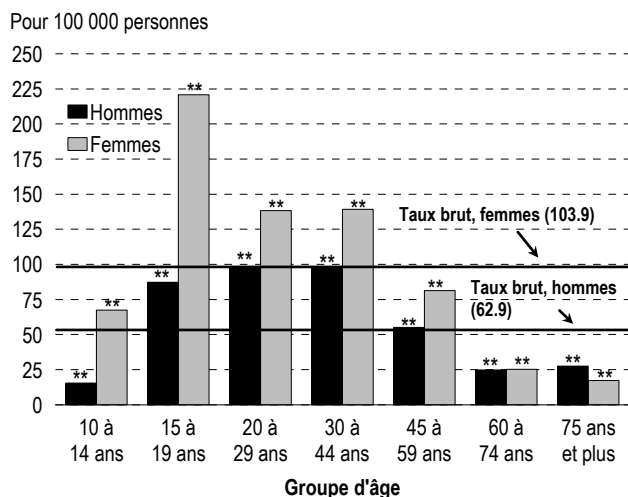
Ces chiffres rappellent les résultats de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes de 1996-1997, d'après laquelle, chez les jeunes adolescents, les filles sont plus susceptibles que les

Tableau 2
Taux de mortalité par suicide (1998) et d'hospitalisations pour tentative de suicide (1998-1999), population de 10 ans et plus, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada

Groupe d'âge	Mortalité par suicide			Hospitalisations pour tentative de suicide		
	Total	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes
Taux pour 100 000 personnes de l'âge observé						
10 à 14 ans	2,2	2,9	1,5	40,8	15,5	67,5
15 à 19 ans	12,5	18,2	6,4	152,2	87,3	220,8
20 à 29 ans	15,1	25,0	4,9	117,9	98,0	138,4
30 à 44 ans	16,7	26,5	6,7	118,3	97,6	139,3
45 à 59 ans	15,9	24,7	7,2	68,3	55,1	81,3
60 à 74 ans	12,6	21,1	5,0	25,0	24,7	25,2
75 ans et plus	12,3	24,5	5,0	21,0	27,6	17,2

Sources des données : Base canadienne de données sur l'état civil, Base de données sur la morbidité hospitalière

Graphique 4
Taux d'hospitalisations pour tentative de suicide, selon l'âge et le sexe, Canada, 1998-1999



Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1998-1999

** Diffère de façon significative du taux brut selon le sexe ($p < 0,01$)

garçons d'avoir des pensées suicidaires. Selon cette enquête, 44 000 jeunes de 12 et 13 ans (7 %) avaient envisagé de se suicider l'année précédente : 8,4 % de filles et 4,6 % de garçons³⁰.

Chez les hommes, les taux d'hospitalisations pour tentative de suicide les plus élevés sont ceux enregistrés pour les groupes des 20 à 29 ans et des 30 à 44 ans (environ 98 pour 100 000). Néanmoins, ces taux demeurent bien inférieurs à ceux observés chez les femmes appartenant aux mêmes groupes d'âge (environ 138 pour 100 000). En fait, jusqu'à l'âge de 60 ans, les taux sont plus élevés pour les femmes que pour les hommes.

Chez les personnes âgées, l'hospitalisation pour tentative de suicide est moins courante. Pour le groupe des 60 à 74 ans, les taux calculés pour les hommes et pour les femmes diffèrent peu, et pour le groupe des 75 ans et plus, il est plus élevé pour les hommes que pour les femmes.

Taux d'hospitalisations plus faible au Québec

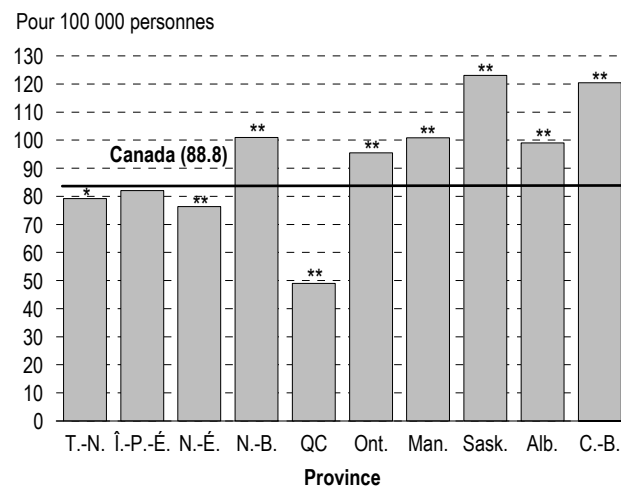
En 1998-1999, le Québec est la province qui a déclaré le taux comparatif d'hospitalisations pour tentative de suicide le plus faible : 49 pour 100 000 personnes de 10 ans et plus (graphique 5).

Ce résultat offre un contraste frappant avec le taux de décès par suicide enregistré dans cette province, c'est-à-dire le plus élevé des taux provinciaux.

Le taux d'hospitalisations pour tentative de suicide est également assez faible à Terre-Neuve et en Nouvelle-Écosse. À l'Île-du-Prince-Édouard, il ne diffère pas significativement du taux comparatif national (89 pour 100 000). Les autres provinces ont déclaré des taux supérieurs à la moyenne nationale. Le taux provincial le plus élevé est celui de la Saskatchewan, soit 123 pour 100 000, suivi par celui de la Colombie-Britannique, qui s'établit à 120 pour 100 000. De nouveau, des différences quant aux méthodes de déclaration des données hospitalières pourraient en partie expliquer ces écarts interprovinciaux.

Au Yukon et dans les Territoires du Nord-Ouest, le taux d'hospitalisations pour tentative de suicide était nettement plus élevé : 169 et 219 pour 100 000, respectivement. Cependant, comme pour les taux de mortalité par suicide, ces chiffres se fondent sur des nombres assez faibles et peuvent donc fluctuer d'une année à l'autre.

Graphique 5
Taux comparatifs d'hospitalisations pour tentative de suicide†, population de 10 ans et plus, Canada et provinces, 1998-1999



Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1998-1999

Nota : Le taux comparatif est de 169,2 pour le Yukon et de 218,5 pour les Territoires du Nord-Ouest. Les deux taux diffèrent de façon significative du taux national ($p < 0,05$ et $p < 0,01$, respectivement).

† Calculés en prenant pour référence la répartition par âge de la population canadienne de 10 ans et plus en 1991, corrigée pour tenir compte du sous-dénombrement net au recensement et des résidents non permanents.

* Diffère de façon significative du taux comparatif national ($p < 0,05$).

** Diffère de façon significative du taux comparatif national ($p < 0,01$).

Méthodes moins létales dans le cas des tentatives

Les tentatives de suicide se caractérisent naturellement par des méthodes moins létales que les suicides (données non présentées). En 1998-1999, l'empoisonnement était la cause de 83 % des hospitalisations pour tentative de suicide. Le chiffre est un peu plus élevé pour les femmes que pour les hommes : 88 % contre 76 %. Venait ensuite l'utilisation d'instruments tranchants ou perforants (10 %), une méthode à laquelle avaient recours une plus grande proportion d'hommes (13 %) que de femmes (8 %).

Hospitalisations multiples

Le nombre total de départs des hôpitaux liés à une tentative de suicide ne représente pas le nombre de personnes qui ont été hospitalisées, puisqu'une personne pourrait faire plusieurs tentatives de suicide et recevoir son congé de l'hôpital plus d'une fois tout au cours de l'exercice. En 1998-1999, les 22 887 départs de l'hôpital enregistrés après une tentative de suicide représentaient environ 20 000 personnes. De celles-ci, environ 9 % sont sorties de l'hôpital après une tentative de suicide plus d'une fois dans l'année. Les tentatives répétées représentent 10 % du nombre total de femmes hospitalisées pour une tentative de suicide et 8 % du total des hommes dans la même situation. Parmi ces récidivistes, environ 23 % d'hommes et de femmes étaient sortis de l'hôpital à au moins trois occasions après autant de tentatives de suicide au cours de l'exercice.

Suicide dans les établissements correctionnels

Au cours de la dernière décennie, 354 suicides ont eu lieu dans les établissements correctionnels du Canada, y compris 36 en 1998-1999. Le suicide est la cause la plus fréquente de décès dans ces établissements, celui-ci étant à l'origine de plus du tiers (35 %) des décès survenus en prison en 1998-1999³¹. Il est également bien démontré que le taux de suicides chez les détenus des établissements correctionnels est plus de deux fois supérieur au taux observé pour la population dans son ensemble^{32,33}.

Conséquences en matière de santé publique

En 1998-1999, les personnes hospitalisées pour tentative de suicide ont séjourné à l'hôpital 7,1 jours, en moyenne, ce qui représente 162 498 journées d'hospitalisation sur une période de 12 mois. Les dossiers de départ de l'hôpital indiquent aussi qu'on avait posé chez presque la moitié de ces personnes un diagnostic principal de maladie mentale, notamment la psychose maniaco-dépressive (trouble bipolaire), la schizophrénie, un trouble de la personnalité ou le syndrome d'alcoolisme ou de toxicomanie. Les personnes hospitalisées pour tentative de suicide sont généralement adressées par un psychologue ou un psychiatre, un centre de prévention du suicide ou d'autres établissements de santé ou de soutien social.

Alors que l'utilisation des services hospitaliers et d'autres services de santé représentent l'un des coûts directs du suicide, la valeur estimative de la productivité perdue à cause du décès prématuré est l'un de ses coûts indirects. Comme le suicide est l'une des causes principales de décès à l'adolescence et au début de l'âge adulte, le nombre d'années potentielles de vie perdues est élevé, particulièrement chez les hommes. Pour calculer ce nombre d'années, on soustrait l'âge auquel survient le décès d'un âge arbitraire, souvent fixé à 75 ans. En 1997, le suicide venait en troisième place, après le cancer et la maladie cardiaque en ce qui concerne le nombre d'années potentielles de vie perdues chez l'homme³⁴. Par contre, chez la femme, il se classait ex æquo avec les anomalies congénitales en quatrième place, après le cancer, les maladies cardiaques et les accidents de circulation impliquant des véhicules automobiles³⁴.

Jusqu'à présent, aucune donnée nationale sur le coût économique du suicide n'a été produite, mais, selon une étude réalisée en 1996 au Nouveau-Brunswick, le coût (direct et indirect) moyen estimatif serait de 850 000 \$ par décès dû au suicide³⁵.

Mot de la fin

En 1998, chez les Canadiens de 10 ans et plus, le taux de mortalité par suicide était d'environ 14 pour 100 000, chiffre nettement inférieur au taux

d'hospitalisations pour tentative de suicide. Le risque de suicide n'est nul pour aucun groupe d'âge, puisque des cas ont été observés chez des enfants n'ayant pas plus de 10 ans ainsi que chez des personnes de 75 ans et plus.

Le taux de suicides est de trois à quatre fois plus élevé chez l'homme que chez la femme, en grande partie parce que les hommes choisissent des méthodes plus mortelles. Par contre, le taux d'hospitalisations pour tentative de suicide est une fois et demie plus élevé pour les femmes que pour les hommes. Par conséquent, nul ne peut conclure que le comportement suicidaire est un phénomène typiquement masculin ou féminin.

Le taux d'hospitalisations pour tentative de suicide est de six à sept fois plus élevé que le taux de suicides. De surcroît, en 1998-1999, environ 1 personne sur 10 hospitalisée pour tentative de suicide était sortie de l'hôpital au moins une fois après une tentative antérieure au cours du même exercice. Selon d'autres études, la plupart des personnes qui essaient de se suicider, même à plusieurs reprises, ne meurent pas de cette façon^{13,21}. Par contre, bien qu'une tentative de suicide soit un prédicteur du suicide, nombre de personnes qui se donnent la mort n'ont fait aucune tentative antérieure de suicide^{13,21}. Donc, il se pourrait que les motifs sous-jacents et l'état émotionnel des personnes qui essaient de se suicider, mais n'y réussissent pas, diffèrent de ceux des personnes dont la tentative a une issue fatale.

Le suicide et les tentatives de suicide donnant lieu à une hospitalisation surviennent principalement du début de l'âge adulte à l'âge mûr. Chez l'homme, c'est pour le groupe des 20 à 59 ans que le taux de suicides est le plus élevé, quoiqu'il soit également élevé pour le groupe des 75 ans et plus. Chez la femme, un peu plus restreint, le groupe d'âge le plus à risque est celui des 30 à 59 ans. La courbe de répartition par âge des taux d'hospitalisations pour tentative de suicide, quant à elle, est décalée légèrement vers les âges les plus jeunes, les taux les plus élevés s'observant pour le groupe des 15 à 44 ans pour les deux sexes. Cependant, les adolescentes représentent le groupe pour lequel la probabilité d'hospitalisation pour tentative de suicide est la plus forte.

La plupart des chercheurs et des spécialistes qui s'intéressent au suicide conviennent que celui-ci est lié à un ensemble complexe de facteurs, dont la maladie mentale, l'isolement social, les tentatives antérieures de suicide, la violence familiale, la maladie et la toxicomanie^{13,23,24,36,37}. Certains facteurs de risque dépendent de l'âge, tandis que d'autres se manifestent concomitamment. On estime que 90 % des personnes qui se suicident souffrent de dépression ou d'une autre maladie mentale, ou d'un trouble lié à l'abus d'une substance, qui aurait pu être diagnostiqué³⁷. Plusieurs études indiquent que, chez les adolescents, la consommation répandue d'alcool et de drogue est un facteur qui prédispose au suicide^{38,39}.

Les écarts observés entre les hommes et les femmes, ainsi qu'entre les groupes d'âge, en ce qui concerne les suicides, les hospitalisations pour tentative de suicide et les méthodes choisies donnent à penser que les problèmes sous-jacents, les réactions aux situations stressantes et les gestes posés en vue d'obtenir de l'aide pourraient différer selon le sexe²¹.

Enfin, la variation des taux de mortalité par suicide et d'hospitalisations pour tentative de suicide selon la province ou le territoire témoigne vraisemblablement de facteurs sociaux, économiques et culturels que les données sur la mortalité et les statistiques hospitalières ne permettent pas d'examiner. ●

Références

1. O. Fedorowycz, « L'homicide au Canada, 1998 », *Juristat*, (Statistique Canada, n° 85-002 au catalogue), 19(10), 2000, p. 1.
2. Transport Canada, *Les transports au Canada, 1999: Rapport annuel*, Ottawa, Transport Canada, 2000.
3. Statistique Canada, *Les principales causes de décès à différents âges, Canada, 1998: Tableaux standards* (n° 84-208-XPB au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 2001.
4. Organisation mondiale de la santé, *Prevention of Suicidal Behaviours: A Task for All*, disponible à : http://www.who.int/mental_health/topic_suicide/suicide4.htm, site consulté le 2 mars 2001.
5. 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.

6. J. Gentleman, *Variances, Covariances, and Confidence Intervals for Age-standardized Central Rates*, document interne, Ottawa, Statistique Canada, 1999.
7. Organisation mondiale de la santé, *Manual of Mortality Analysis: A Manual on Methods of Analysis of National Mortality Statistics for Public Health Purposes*, Genève, Organisation mondiale de la santé, 1977 (réimprimé en 1980).
8. H. Gilmour et J. Gentleman, « La mortalité dans les régions métropolitaines », *Rapports sur la santé*, 11(1), 1999, p. 9-19 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
9. Comité fédéral-provincial-territorial sur la santé de la population, *Pour un avenir en santé : Deuxième rapport sur la santé de la population canadienne* (n° H39-468/1999F au catalogue), Ottawa, ministre des Travaux publics et Services gouvernementaux Canada, 1999.
10. R. Beneteau, « Le suicide au Canada », *Tendances sociales canadiennes* (Statistique Canada, n° 11-008 au catalogue), hiver 1988, p. 22-24.
11. Organisation mondiale de la santé, base de données accessible dans Internet, disponible à : <http://www.who.int/whosis>, site consulté le 27 mars 2001.
12. Santé Canada, *Le suicide au Canada : Mise à jour du Rapport du Groupe d'étude sur le suicide au Canada* (n° H39-107/1995F au catalogue), Ottawa, ministre des Approvisionnements et Services Canada, 1994.
13. US Public Health Service, *The Surgeon General's Call to Action to Prevent Suicide*, Washington, DC, 1999.
14. Centers for Disease Control and Prevention. *Preventing Suicide*, disponible à : <http://www.dcd.gov/safeusa/suicide>, site consulté le 7 mars 2001.
15. Y. Mao, P. Hasselback, J.W. Davies *et al.*, « Suicide in Canada: An epidemiological assessment », *Revue canadienne de santé publique*, 81(4), 1990, p. 324-328.
16. M. Speechley et K.M. Stavray, « The adequacy of suicide statistics for use in epidemiology and public health », *Revue canadienne de santé publique*, 82(1), 1991, p. 38-42.
17. S. Hudson, S. Elsaadany, G. Sherman *et al.*, *Suicide Statistics: Gold Standard for Suicide Surveillance?*, document à l'appui d'une présentation, Ottawa, Santé Canada, 1996.
18. J.G. Young et J.M. Wagner, « Le rôle du coroner en Ontario: interroger la mort pour protéger la vie », *Rapports sur la santé*, 6(3), 1994, p. 339-352 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
19. Santé Canada, *Tendances relatives aux taux de mortalité des Premières nations, 1979-1993* (n° 34-79/1993F au catalogue), Ottawa, Santé Canada, 1996.
20. Commission royale sur les peuples autochtones, *Choisir la vie : Un rapport spécial sur le suicide chez les Autochtones*, Ottawa, Commission royale sur les peuples autochtones, 1995.
21. Santé Canada, *La santé des Premières nations et des Inuits au Canada : Un second diagnostic*, Ottawa, Santé Canada, 1999.
22. E. Bobet « La mortalité dans la population indienne », *Tendances sociales canadiennes*, (Statistique Canada, n° 11-008 au catalogue), hiver 1989, p. 11-14.
23. Y. Mao, B.W. Moloughney, R.W. Semenciw *et al.*, « Indian reserve and registered Indian mortality in Canada », *Revue canadienne de santé publique*, 83, 1992, p. 350-353.
24. B. Malchy, W.E. Murray, T.K. Young *et al.*, « Suicide among Manitoba's Aboriginal people, 1988 to 1994 », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 156(8), 1997, p. 1133-1138.
25. S. Stack, « Homicide followed by suicide: An analysis of Chicago data », *American Society of Criminology*, 35(3), 1997, p. 435-453.
26. M. Gillespie, V. Hearn et R. Silverman, « Suicide following homicide in Canada », *Homicide Studies*, 2(1), 1998, p. 46-63.
27. O. Fedorowycz, « L'homicide au Canada, 1999 », *Juristat* (Statistique Canada, n° 85-002 au catalogue), 20(9), 2000, p. 1-17.
28. S. Canetto et I. Sakinofsky, « The gender paradox in suicide », *Suicide and Life-threatening Behaviour*, 28(1), 1998, p. 1-23.
29. E.K. Moscicki, « Gender differences in completed and attempted suicides », *Annals of Epidemiology*, 4, 1994, p. 152-158.
30. Statistique Canada, « Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes: transition vers l'adolescence, 1996-1997 », *Le Quotidien* (n° 11-001F au catalogue), 6 juillet 1999.
31. Statistique Canada, *Enquête sur les services correctionnels pour adultes, 1998-1999*, données non publiées, demande spéciale du Programme des services correctionnels, Centre canadien de la statistique juridique.
32. C.J. DuRand, G.J. Burtka, E.J. Federman *et al.*, « A quarter century of suicide in a major urban jail: Implications for community psychiatry », *American Journal of Psychiatry*, 152(7), 1995, p. 1077-1080.
33. M. Reed et J. Roberts, « Les services correctionnels pour adultes au Canada, 1997-1998 », *Juristat* (Statistique Canada, n° 85-002 au catalogue), 19(4), 1999, p. 8.
34. Statistique Canada, « Mortalité – tendances », dans *Santé et l'enjeu des sexes : l'écart homme-femme*, 12(3), 2001, p. 45-51 (numéro spécial de *Rapports sur la santé*, n° 82-003 au catalogue).
35. D. Clayton et A. Barcelü, « Coût de la mortalité par suicide au Nouveau-Brunswick, 1996 », *Maladies chroniques au Canada*, 20(2), 1999, p. 89-95.
36. E.K. Moscicki, « Epidemiology of Suicide », publié sous la direction de D.G. Jacobs, *The Harvard Medical School Guide to Suicide Assessment and Intervention*, San Francisco, Jossey-Bass Publishers, 1999.
37. Y. Conwell et D. Brent, « Suicide and aging: patterns of psychiatric diagnosis », *International Psychogeriatrics*, 7(2), 1995, p. 149-164.
38. F.E. Crumley, « Substance abuse and adolescent suicidal behaviour », *Journal of the American Medical Association*, 263, 1990, p. 3051-3056.
39. A.L. Berman et R.H. Schwartz, « Suicide attempts among adolescent drug users », *American Journal of Diseases of Children*, 144, 1990, p. 310-314.

Annexe A

Tableau A

Taux comparatifs de suicides[†], population de 10 ans et plus, selon le sexe et la province ou le territoire, 1998

	Hommes et femmes		Hommes		Femmes	
	Taux pour 100 000 personnes	Intervalle de confiance à 95 %	Taux pour 100 000 personnes	Intervalle de confiance à 95 %	Taux pour 100 000 personnes	Intervalle de confiance à 95 %
Canada	14,0	13,5 - 14,4	22,5	21,7 - 23,4	5,7	5,3 - 6,1
Terre-Neuve	7,2**	4,6 - 9,8	12,3**	7,1 - 17,5	2,2	-1,3 - 5,7
Île-du-Prince-Édouard	8,0	1,0 - 15,0	15,0	0,0 - 30,0	1,4	-11,3 - 14,1
Nouvelle-Écosse	13,4	10,9 - 15,9	22,5	17,8 - 27,3	4,6	2,1 - 7,2
Nouveau-Brunswick	16,6	13,4 - 19,8	27,7	21,8 - 33,7	5,6	2,6 - 8,5
Québec	21,3**	20,2 - 22,5	33,4**	31,4 - 35,5	9,5**	8,4 - 10,6
Ontario	9,6**	9,0 - 10,2	15,6**	14,5 - 16,7	3,9**	3,4 - 4,5
Manitoba	13,2	10,9 - 15,5	21,3	17,1 - 25,4	5,6	3,2 - 7,9
Saskatchewan	13,8	11,2 - 16,3	24,6	19,8 - 29,4	3,2*	1,1 - 5,4
Alberta	16,2**	14,6 - 17,8	25,9*	23,0 - 28,7	6,4	4,9 - 7,8
Colombie-Britannique	11,4**	10,3 - 12,5	18,3**	16,3 - 20,4	4,6*	3,6 - 5,6
Yukon	26,2	-30,4 - 82,9	24,8	-115,8 - 165,3	19,7	-84,0 - 123,4
Territoires du Nord-Ouest	55,5*	17,1 - 93,8	88,7	13,2 - 164,2	19,3	-51,9 - 90,5

Source des données : Base canadienne de données sur l'état civil, 1998

[†] Calculés en prenant pour référence la répartition par âge de la population canadienne de 10 ans et plus de 1991, corrigée pour tenir compte du sous-dénombrement net au recensement et des résidents non permanents.

* Diffère de façon significative du taux comparatif national, pour les hommes et les femmes confondus et selon le sexe ($p < 0,05$).

** Diffère de façon significative du taux comparatif national, pour les hommes et les femmes confondus et selon le sexe ($p < 0,01$).

Tableau B

Taux de suicides, selon l'âge et le sexe, Canada, 1998

	Hommes et femmes		Hommes		Femmes	
	Taux pour 100 000 personnes	Intervalle de confiance à 95 %	Taux pour 100 000 personnes	Intervalle de confiance à 95 %	Taux pour 100 000 personnes	Intervalle de confiance à 95 %
Total (taux brut)	14,1	13,6 - 14,5	22,6	21,7 - 23,4	5,8	5,4 - 6,2
Groupe d'âge						
10 à 14 ans	2,2**	1,6 - 2,9	2,9**	1,9 - 3,9	1,5**	0,8 - 2,3
15 à 19 ans	12,5*	11,0 - 14,0	18,2**	15,7 - 20,8	6,4	4,8 - 8,0
20 à 29 ans	15,1	13,9 - 16,3	25,0*	22,9 - 27,1	4,9*	3,9 - 5,8
30 à 44 ans	16,7**	15,8 - 17,6	26,5**	24,9 - 28,2	6,7*	5,9 - 7,6
45 à 59 ans	15,9**	14,9 - 17,0	24,7*	22,8 - 26,5	7,2**	6,2 - 8,2
60 à 74 ans	12,6*	11,4 - 13,8	21,1	18,8 - 23,4	5,0	4,0 - 6,1
75 ans et plus	12,3*	10,6 - 14,0	24,5	20,5 - 28,5	5,0	3,6 - 6,4

Source des données : Base canadienne de données sur l'état civil, 1998

* Diffère de façon significative du taux brut total, pour les hommes et les femmes confondus et selon le sexe ($p < 0,05$).

** Diffère de façon significative du taux brut total, pour les hommes et les femmes confondus et selon le sexe ($p < 0,01$).

Tableau C

Taux comparatifs d'hospitalisations pour tentative de suicide[†], selon le sexe et la province ou le territoire, population de 10 ans et plus, 1998-1999

	Hommes et femmes		Hommes		Femmes	
	Taux pour 100 000 personnes	Intervalle de confiance de 95 %	Taux pour 100 000 personnes	Intervalle de confiance de 95 %	Taux pour 100 000 personnes	Intervalle de confiance de 95 %
Canada	88,8	87,6 - 89,9	69,8	68,4 - 71,3	108,4	106,6 -110,2
Terre-Neuve	79,2*	71,1 - 87,2	70,0	58,9 - 81,1	88,7**	76,8 -100,7
Île-du-Prince-Édouard	82,1	65,2 - 99,0	71,2	47,4 - 94,9	93,0	67,2 -118,9
Nouvelle-Écosse	76,3**	70,1 - 82,5	66,1	57,9 - 74,4	86,6**	77,4 - 95,9
Nouveau-Brunswick	101,0**	93,2 -108,8	81,6*	71,6 - 91,5	120,8*	108,6 -133,0
Québec	49,0**	47,2 - 50,7	41,4**	39,1 - 43,7	56,9**	54,2 - 59,6
Ontario	95,5**	93,5 - 97,5	74,9**	72,4 - 77,3	116,6**	113,5 -119,7
Manitoba	100,8**	94,3 -107,3	67,7	60,2 - 75,3	135,2**	124,5 -146,0
Saskatchewan	123,0**	115,4 -130,7	92,7**	83,3 - 102,2	154,6**	142,4 -166,8
Alberta	99,0**	95,1 -102,9	76,9**	72,1 - 81,8	122,5**	116,4 -128,7
Colombie-Britannique	120,4**	116,7 -124,1	93,0**	88,4 - 97,7	148,8**	142,9 -154,7
Yukon	169,2*	96,4 -242,0	86,7	-62,1 - 235,5	256,1**	127,6 -384,6
Territoires du Nord-Ouest	218,5**	168,8 -268,1	138,1	60,4 - 215,8	308,1**	215,3 -400,9

Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1998-1999

† Calculés en prenant pour référence la répartition par âge de la population canadienne de 10 ans et plus en 1991, corrigée pour tenir compte du sous-dénombrement net au recensement et des résidents non permanents.

* Diffère de façon significative du taux comparatif national, pour les hommes et les femmes confondus et selon le sexe ($p < 0,05$).

** Diffère de façon significative du taux comparatif national, pour les hommes et les femmes confondus et selon le sexe ($p < 0,01$).

Tableau D

Taux d'hospitalisations pour tentative de suicide, selon l'âge et le sexe, Canada, 1998-1999

	Hommes et femmes		Hommes		Femmes	
	Taux pour 100 000 personnes	Intervalle de confiance de 95 %	Taux pour 100 000 personnes	Intervalle de confiance de 95 %	Taux pour 100 000 personnes	Intervalle de confiance de 95 %
Total (taux brut)	86,8	85,7 - 87,9	69,2	67,8 - 70,7	103,9	102,1 -105,6
Groupe d'âge						
10 à 14 ans	40,8**	38,0 - 43,6	15,5**	13,1 - 17,9	67,5**	62,4 - 72,7
15 à 19 ans	152,2**	146,9 -157,6	87,3**	81,7 - 92,9	220,8**	211,6 -230,0
20 à 29 ans	117,9**	114,6 -121,1	98,0**	93,8 - 102,2	138,4**	133,3 -143,4
30 à 44 ans	118,3**	115,9 -120,8	97,6**	94,5 - 100,7	139,3**	135,5 -143,0
45 à 59 ans	68,3**	66,1 - 70,4	55,1**	52,3 - 57,9	81,3**	77,9 - 84,7
60 à 74 ans	25,0**	23,3 - 26,7	24,7**	22,3 - 27,2	25,2**	22,8 - 27,5
75 ans et plus	21,0**	18,8 - 23,3	27,6**	23,3 - 31,8	17,2**	14,6 - 19,7

Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1998-1999

* Diffère de façon significative du taux brut total, pour les hommes et les femmes confondus et selon le sexe ($p < 0,05$).

** Diffère de façon significative du taux brut total, pour les hommes et les femmes confondus et selon le sexe ($p < 0,01$).

Annexe B

Tableau A

Nombre de décès par suicide, selon le sexe et le groupe d'âge, Canada, 1979 à 1998

	Groupe d'âge							
	Total†	10 à 14 ans	15 à 19 ans	20 à 29 ans	30 à 44 ans	45 à 59 ans	60 à 74 ans	75 ans et plus
Hommes et femmes confondus								
1979	3 356	22	308	885	853	765	426	95
1980	3 358	21	278	869	815	773	442	157
1981	3 402	34	293	810	898	769	448	147
1982	3 522	27	282	912	928	799	453	115
1983	3 755	23	289	941	1 019	780	524	179
1984	3 439	27	253	852	956	746	444	160
1985	3 258	17	221	817	939	669	449	145
1986	3 669	24	241	902	1 109	722	492	179
1987	3 594	30	244	837	1 090	746	480	164
1988	3 509	27	242	844	1 103	679	440	174
1989	3 492	25	247	790	1 117	697	444	171
1990	3 378	29	225	763	1 189	621	369	181
1991	3 592	28	253	798	1 207	680	456	170
1992	3 709	34	249	808	1 264	753	429	171
1993	3 802	44	237	734	1 333	822	439	193
1994	3 749	49	252	699	1 325	804	422	197
1995	3 970	43	264	729	1 442	883	427	180
1996	3 940	40	231	698	1 422	907	447	195
1997	3 681	51	261	577	1 265	916	413	198
1998	3 698	45	256	629	1 273	876	422	197
Hommes								
1979	2 520	15	251	705	634	536	314	64
1980	2 534	15	234	702	615	538	301	126
1981	2 569	25	250	666	667	533	320	107
1982	2 725	23	247	749	691	582	339	90
1983	2 885	20	250	792	751	556	374	142
1984	2 660	23	221	715	719	547	311	124
1985	2 565	12	186	695	722	501	337	111
1986	2 849	19	199	757	853	528	350	143
1987	2 794	25	201	698	825	566	360	117
1988	2 733	23	212	694	828	494	352	130
1989	2 696	19	218	648	843	501	335	131
1990	2 673	23	182	649	910	478	282	149
1991	2 874	19	217	673	947	533	346	139
1992	2 923	26	198	667	1 003	573	319	136
1993	3 013	26	193	629	1 057	632	338	138
1994	2 969	37	205	584	1 050	602	330	160
1995	3 158	22	217	615	1 161	676	319	146
1996	3 092	31	190	589	1 101	662	357	162
1997	2 914	39	207	475	1 010	708	319	156
1998	2 925	30	192	529	1 017	676	334	147
Femmes								
1979	836	7	57	180	219	229	112	31
1980	824	6	44	167	200	235	141	31
1981	833	9	43	144	231	236	128	40
1982	797	4	35	163	237	217	114	25
1983	870	3	39	149	268	224	150	37
1984	779	4	32	137	237	199	133	36
1985	693	5	35	122	217	168	112	34
1986	820	5	42	145	256	194	142	36
1987	800	5	43	139	265	180	120	47
1988	776	4	30	150	275	185	88	44
1989	796	6	29	142	274	196	109	40
1990	705	6	43	114	279	143	87	32
1991	718	9	36	125	260	147	110	31
1992	786	8	51	141	261	180	110	35
1993	789	18	44	105	276	190	101	55
1994	780	12	47	115	275	202	92	37
1995	812	21	47	114	281	207	108	34
1996	848	9	41	109	321	245	90	33
1997	767	12	54	102	255	208	94	42
1998	773	15	64	100	256	200	88	50

Source des données : Base canadienne de données sur l'état civil

† La somme des données sur les groupes d'âge peut ne pas correspondre aux totaux indiqués, car ces derniers pourraient inclure des enregistrements pour lesquels l'âge n'a pas été précisé.

Tableau B
Taux de mortalité par suicide, selon l'âge et le sexe, Canada, 1979 à 1998

	Groupe d'âge						
	10 à 14 ans	15 à 19 ans	20 à 29 ans	30 à 44 ans	45 à 59 ans	60 à 74 ans	75 ans et plus
Nombre de suicides pour 100 000 personnes du groupe d'âge observé							
Hommes et femmes confondus							
1979	1,1	12,7	19,6	17,8	20,9	18,3	11,4
1980	1,1	11,5	18,8	16,5	21,0	18,4	18,3
1981	1,8	12,4	17,1	17,5	20,8	18,1	16,5
1982	1,4	12,3	18,9	17,5	21,5	17,8	12,5
1983	1,2	13,2	19,3	18,6	20,9	20,0	18,7
1984	1,4	12,1	17,3	16,9	19,9	16,5	16,2
1985	0,9	10,9	16,5	16,1	17,7	16,3	14,1
1986	1,3	12,1	18,3	18,4	19,0	17,5	16,8
1987	1,6	12,5	17,2	17,5	19,3	16,7	14,8
1988	1,5	12,4	17,6	17,2	17,2	15,0	15,1
1989	1,3	12,7	16,5	16,8	17,2	14,8	14,2
1990	1,5	11,6	16,2	17,3	15,0	12,1	14,5
1991	1,5	13,1	17,4	17,1	16,0	14,6	13,1
1992	1,8	12,9	17,9	17,7	17,1	13,5	12,9
1993	2,2	12,2	16,7	18,3	17,9	13,6	14,2
1994	2,5	12,9	16,3	17,9	16,9	13,0	14,1
1995	2,2	13,3	17,3	19,2	17,9	13,0	12,5
1996	2,0	11,5	16,7	18,7	17,7	13,6	13,1
1997	2,5	12,9	13,8	16,6	17,3	12,5	12,8
1998	2,2	12,5	15,1	16,7	15,9	12,6	12,3
Hommes							
1979	1,4	20,3	30,9	26,1	29,5	29,0	19,8
1980	1,5	19,0	30,1	24,5	29,4	27,1	37,9
1981	2,5	20,6	28,0	25,7	28,9	28,0	31,3
1982	2,3	21,0	30,9	25,8	31,5	28,9	25,6
1983	2,1	22,3	32,1	27,2	29,9	31,1	39,2
1984	2,4	20,6	28,7	25,3	29,2	25,3	33,1
1985	1,3	17,9	27,8	24,6	26,6	26,8	28,6
1986	2,0	19,5	30,2	28,2	27,7	27,3	35,8
1987	2,7	20,0	28,1	26,3	29,2	27,4	28,1
1988	2,5	21,3	28,4	25,6	25,0	26,1	30,1
1989	2,0	21,9	26,7	25,2	24,7	24,3	29,0
1990	2,4	18,3	27,2	26,4	23,0	20,0	31,7
1991	2,0	21,9	28,9	26,8	25,0	24,0	28,6
1992	2,6	20,0	29,2	27,9	25,9	21,6	27,3
1993	2,6	19,4	28,2	28,9	27,5	22,5	27,1
1994	3,6	20,3	26,8	28,2	25,3	21,7	30,8
1995	2,1	21,3	28,8	30,8	27,4	20,7	27,2
1996	3,0	18,4	27,8	28,9	26,0	23,0	29,1
1997	3,8	19,8	22,4	26,4	26,8	20,4	27,0
1998	2,9	18,2	25,0	26,5	24,7	21,1	24,5
Femmes							
1979	0,7	4,8	8,0	9,3	12,4	9,0	6,1
1980	0,6	3,7	7,3	8,2	12,7	10,9	5,9
1981	1,0	3,7	6,1	9,2	12,7	9,6	7,3
1982	0,4	3,1	6,8	9,1	11,6	8,3	4,4
1983	0,3	3,7	6,2	9,9	12,0	10,6	6,2
1984	0,4	3,1	5,6	8,5	10,6	9,1	5,8
1985	0,6	3,6	5,0	7,5	8,9	7,5	5,3
1986	0,6	4,3	6,0	8,6	10,2	9,3	5,4
1987	0,6	4,5	5,8	8,6	9,3	7,7	6,8
1988	0,4	3,2	6,4	8,6	9,4	5,5	6,1
1989	0,7	3,1	6,0	8,3	9,7	6,7	5,3
1990	0,7	4,6	4,9	8,1	6,9	5,3	4,1
1991	1,0	3,8	5,5	7,4	6,9	6,6	3,8
1992	0,9	5,4	6,4	7,3	8,2	6,5	4,2
1993	1,9	4,7	4,9	7,6	8,3	5,9	6,4
1994	1,2	4,9	5,4	7,4	8,5	5,3	4,2
1995	2,2	4,9	5,5	7,5	8,4	6,2	3,8
1996	0,9	4,2	5,3	8,5	9,5	5,2	3,5
1997	1,2	5,5	5,0	6,7	7,8	5,4	4,3
1998	1,5	6,4	4,9	6,7	7,2	5,0	5,0

Source des données : Base canadienne de données sur l'état civil

Tableau C

Nombre de décès par suicide et taux comparatifs de mortalité par suicide[†], population de 10 ans et plus, Canada, provinces et territoires, 1979 à 1998

	Canada	T.-N.	Î.-P.-É.	N.-É.	N.-B.	QC	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.	Yukon	T. N.-O.
Suicides													
1979	3 356	25	16	106	84	981	1 105	151	142	314	418	6	8
1980	3 358	19	14	97	81	947	1 121	121	153	389	396	11	9
1981	3 402	24	9	92	77	1 054	1 074	144	171	344	398	5	10
1982	3 522	34	11	104	90	1 071	1 111	139	171	359	417	7	8
1983	3 755	36	16	104	100	1 208	1 139	165	148	393	417	8	21
1984	3 439	39	15	86	90	1 027	1 101	133	136	405	385	5	17
1985	3 258	23	5	106	86	1 124	1 038	127	133	296	300	8	12
1986	3 669	23	14	94	96	1 147	1 130	153	138	424	425	10	15
1987	3 594	28	11	111	75	1 179	1 069	170	132	384	413	7	15
1988	3 509	44	13	106	108	1 088	1 045	154	145	400	378	7	21
1989	3 492	29	11	96	84	1 042	1 142	147	124	362	419	5	31
1990	3 378	58	14	115	84	1 104	887	140	151	403	399	5	18
1991	3 592	41	22	113	93	1 114	997	136	125	462	464	3	22
1992	3 709	50	16	97	85	1 255	987	132	140	473	455	3	16
1993	3 802	57	12	107	110	1 318	1 078	142	122	414	408	7	27
1994	3 749	49	16	97	104	1 263	1 083	118	143	425	423	7	21
1995	3 970	42	19	122	121	1 431	1 087	118	128	451	426	9	16
1996	3 940	38	12	116	95	1 468	1 086	118	139	454	385	6	23
1997	3 681	46	14	92	89	1 370	925	144	140	403	425	5	28
1998	3 698	34	10	110	108	1 373	960	128	118	405	412	5	35
Taux comparatifs de suicides													
	Pour 100 000 personnes												
1979	16,7	6,0	18,6	15,2	14,8	17,8	15,4	17,6	17,6	18,1	18,5	29,4	22,6
1980	16,5	4,1	13,8	13,9	14,6	17,3	15,4	13,8	18,9	21,5	17,0	47,7	24,0
1981	16,4	5,2	9,0	13,2	13,6	19,0	14,5	16,0	21,0	18,8	16,6	20,9	16,3
1982	16,6	7,9	11,3	14,4	15,1	18,9	14,7	15,8	20,0	18,6	16,8	34,6	17,1
1983	17,6	7,9	14,3	14,4	17,3	21,3	14,8	18,8	18,0	20,1	16,8	53,3	42,5
1984	15,8	7,8	15,0	11,6	14,8	17,9	14,0	14,6	16,3	20,9	15,3	19,4	45,4
1985	14,8	5,5	4,9	13,8	14,4	19,5	13,0	13,6	15,9	14,9	11,8	34,5	24,1
1986	16,4	5,7	13,7	12,3	16,0	19,6	13,9	16,2	16,4	20,8	16,3	39,9	34,3
1987	15,9	6,2	10,2	14,4	12,0	19,9	12,9	18,4	15,1	19,1	15,7	28,2	22,9
1988	15,2	9,4	11,9	13,7	17,3	18,2	12,2	16,2	17,1	19,7	14,0	37,8	35,1
1989	14,9	6,1	10,1	12,3	13,5	17,2	13,1	15,6	14,8	17,5	15,1	19,7	57,8
1990	14,2	11,9	13,0	14,6	13,3	18,0	9,9	15,1	18,2	18,8	13,9	22,4	32,3
1991	14,9	8,1	20,4	14,3	14,6	18,0	11,0	14,5	15,4	21,3	15,8	13,4	34,9
1992	15,2	9,9	14,9	12,4	13,2	20,2	10,8	14,2	17,1	21,4	15,2	10,8	27,8
1993	15,4	11,4	10,9	13,2	17,0	21,0	11,6	15,2	15,0	18,6	13,2	35,1	44,5
1994	14,9	10,3	14,0	12,1	16,0	20,1	11,5	12,3	17,2	18,7	13,2	34,7	34,3
1995	15,6	8,4	16,3	15,0	18,8	22,4	11,4	12,5	15,5	19,5	12,9	28,4	24,3
1996	15,2	7,9	10,1	14,2	14,2	23,0	11,1	12,4	16,8	19,1	11,2	28,1	36,6
1997	14,0	9,6	12,1	11,1	13,6	21,1	9,3	15,1	16,3	16,6	12,1	26,3	53,6
1998	14,0	7,2	8,0	13,4	16,6	21,3	9,6	13,2	13,8	16,2	11,4	26,1	55,5

Source des données : Base canadienne de données sur l'état civil

† Calculés en prenant pour référence la répartition par âge de la population canadienne de 10 ans et plus en 1991, corrigée pour tenir compte du sous-dénombrement net au recensement et des résidents non permanents.

Soins de santé : besoins non satisfaits

Jiajian Chen et Feng Hou

Résumé

Objectifs

La présente analyse examine la prévalence des besoins non satisfaits de services de santé autodéclarés et dans quelle mesure ils sont attribuables à des problèmes perçus de disponibilité de services, d'accessibilité ou d'acceptabilité.

Source des données

La majorité des données proviennent de la composante transversale des ménages de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1998-1999. Les données transversales de 1994-1995 et de 1996-1997 sont utilisées pour présenter les tendances observées de 1994-1995 à 1998-1999. L'analyse principale se fonde sur un échantillon de 14 143 personnes âgées de 18 ans et plus.

Techniques d'analyse

La régression logistique multiple a permis d'évaluer l'association de facteurs de risque et des trois types de besoins non satisfaits de services de santé.

Principaux résultats

En 1998-1999, environ 7 % des adultes canadiens, soit approximativement 1,5 million de personnes, ont fait état de besoins non satisfaits de services de santé au cours de l'année précédente. Environ la moitié de ces cas étaient attribuables à des problèmes d'acceptabilité, tels que le fait d'être trop occupé(e). Dans 39 % des cas, des problèmes de disponibilité de services, tels que des temps d'attente trop longs, ont été cités. Un peu moins de 13 % des cas étaient associés à des problèmes d'accessibilité (coût ou transport). Les besoins non satisfaits en raison de problèmes de disponibilité de services ne sont pas associés de façon significative au statut socioéconomique. En revanche, les besoins non satisfaits dus à des problèmes d'accessibilité sont inversement associés au revenu du ménage.

Mots-clés

Accessibilité aux services de santé, acceptation des services de santé par les patients, prestation des services de santé, statut socioéconomique

Auteurs

Jiajian Chen (613-951-5059; chenja@statcan.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé, et Feng Hou (613-951-5416; fenghou@statcan.ca), à la Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail tous deux à Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

Le régime universel de soins de santé a été créé au Canada pour assurer un accès raisonnable aux services de santé à tous les Canadiens et Canadiennes, sans égard à leur capacité de payer¹. À la suite des récentes compressions budgétaires, des inquiétudes ont été soulevées à l'égard de la capacité du régime à remplir son mandat²⁻⁷. De nombreuses études ont abordé la question en examinant l'association qui existe entre le statut socioéconomique et le recours aux soins de santé^{6,8-15}. Toutefois, une autre façon de traiter la question, soit l'examen des différences socioéconomiques chez les personnes dont les besoins de services de santé n'ont pas été satisfaits, a été explorée moins en profondeur.

Les besoins non satisfaits sont considérés comme un important indicateur des problèmes d'accès¹⁶⁻¹⁸, puisqu'ils peuvent être le résultat de la disponibilité limitée ou de la non-disponibilité des services de santé aux endroits et au moment où ces services sont requis¹⁹. Toutefois, les besoins non satisfaits peuvent également s'expliquer par les problèmes d'accessibilité individuels, tels que le coût et le transport, ou par les problèmes d'acceptabilité, tels que les attitudes et les connaissances à l'égard du système de soins

Méthodologie

Source des données

Les données du présent article proviennent de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), menée par Statistique Canada. Lancée en 1994-1995, l'ENSP est conçue pour recueillir tous les deux ans des renseignements sur la santé de la population du Canada. Elle couvre la population à domicile et les personnes qui vivent en établissement de santé dans les provinces et les territoires, sauf les personnes qui vivent dans les réserves indiennes, les bases des Forces canadiennes et certaines régions éloignées. L'ENSP comprend une composante longitudinale et un composante transversale.

Le Fichier général de l'ENSP comprend les données sociodémographiques et certaines données sur la santé obtenues pour tous les membres des ménages participants. Le Fichier santé comprend les renseignements détaillés sur la santé recueillis auprès d'une personne sélectionnée au hasard dans chaque ménage participant, ainsi que les renseignements sur la santé de cette personne qui figurent dans le Fichier général.

L'analyse principale du présent article se fonde sur les données transversales de la composante des ménages de 1998-1999 (troisième cycle) de l'enquête dont l'échantillon comprend principalement les membres du panel longitudinal et leurs cohabitants. Pour maintenir la représentativité de l'échantillon de l'ENSP de 1998-1999, les nourrissons nés en 1995 ou plus tard et les immigrants arrivés au Canada après 1994 ont été sélectionnés au hasard. Pour remplacer les pertes due à l'érosion de l'échantillon, on a communiqué avec les personnes habitant un logement qui faisaient partie de l'échantillon original, mais dont les membres du ménage n'avaient pas répondu aux questions de l'ENSP de 1994-1995, pour leur demander de participer. Le taux de réponse global de l'ENSP de 1998-1999 était de 88,2 %. Les données ont été pondérées de sorte qu'elles soient représentatives de la population à domicile des 10 provinces. L'analyse repose sur 14 143 personnes âgées de 18 ans et plus sélectionnées au hasard à qui on a demandé si elles avaient dû recourir à des services de santé au cours de l'année précédente, mais n'avaient pas reçu les services souhaités (tableau A en annexe). L'analyse se limite aux réponses des personnes âgées de 18 ans et plus parce que plusieurs variables explicatives, telles que les attitudes à l'égard des médecins, n'étaient

pas disponibles pour les personnes interrogées plus jeunes.

Pour analyser les tendances en ce qui concerne la prévalence des besoins non satisfaits à l'échelle nationale, les données transversales provenant des deux premiers cycles de l'ENSP (1994-1995 et 1996-1997) ont également été utilisées. Les échantillons sont composés, respectivement, de 16 286 et de 68 208 personnes âgées de 18 ans et plus et sélectionnées au hasard.

Techniques d'analyse

Les besoins non satisfaits de services de santé ont été classés dans une des trois catégories suivantes selon le type de problème : disponibilité des services, accessibilité ou acceptabilité. Puisque les personnes pouvaient donner plus d'une raison pour expliquer des besoins non satisfaits, les pourcentages attribués à chaque catégorie totalisent plus de 100 %.

Pour faciliter la présentation, les estimations de prévalence non corrigées sont couplées aux rapports corrigés de cotes à l'égard des besoins non satisfaits attribuables aux trois types de problèmes.

La régression logistique multiple a servi à évaluer l'association entre les facteurs de risque potentiels et chacun des types de besoins non satisfaits signalés. La sélection des facteurs a été guidée par une revue de la littérature scientifique à cet égard. Les facteurs sélectionnés pour prédire les besoins non satisfaits de services de santé sont l'âge, le sexe, l'état matrimonial, le revenu du ménage, le niveau de scolarité, le statut d'emploi, le lieu de résidence (milieu rural ou urbain), le statut d'Autochtone, le pays de naissance, l'état de santé autodéclaré, toute maladie chronique, la douleur chronique, un sentiment de détresse, les consultations d'omnipraticiens ou de spécialistes et les attitudes à l'égard de l'autorité des médecins et de l'autotraitement (voir *Définitions*).

L'ENSP se fonde sur un plan de sondage complexe. De plus, l'échantillon transversal des Fichiers santé des premier, deuxième et troisième cycles de l'ENSP est composé de tous les membres du panel longitudinal qui étaient dans le champ de l'enquête du point de vue transversal. Ainsi, les échantillons transversaux de l'ENSP ne sont pas indépendants. Pour tenir compte des poids d'échantillonnage et du plan de sondage, la présente analyse se fonde sur la méthode *bootstrap* pour évaluer la variance et les covariances^{22,23}.

de santé¹⁹⁻²¹. Ainsi, pour évaluer les besoins non satisfaits en matière de services de santé, il est important de comprendre les obstacles à surmonter pour accéder à ces services.

En s'appuyant sur les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de Statistique Canada, les auteurs du présent article examinent la prévalence des besoins non satisfaits

de services de santé autodéclarés (voir *Méthodologie* et *Limites*). Ils examinent également les facteurs associés aux besoins non satisfaits qui découlent de la non-disponibilité perçue des services, des problèmes d'accessibilité et des problèmes d'acceptabilité. Selon la littérature scientifique^{16,19,24}, les facteurs examinés en relation avec les trois types de besoins non satisfaits sont les suivants : âge, sexe, état matrimonial, revenu du ménage, niveau de scolarité, statut d'emploi, lieu de résidence (milieu urbain ou rural), statut d'Autochtone, pays de naissance, état de santé autodéclaré, maladies chroniques, douleur chronique, sentiment de détresse, consultations de médecins et attitudes à l'égard de l'autorité des médecins et de l'autotraitement (voir *Définitions*).

Trois types de besoins non satisfaits

Le temps d'attente trop long est la raison la plus couramment mentionnée pour expliquer un besoin non satisfait de services de santé, citée par 23 % de personnes qui signalent la non-satisfaction d'un besoin (tableau 1). La deuxième raison la plus fréquente est la non-disponibilité d'un service lorsque celui-ci est nécessaire (15 %). Entre 13 % et 14 % de personnes qui signalent des besoins non satisfaits déclarent qu'elles étaient trop occupées, qu'elles ne s'en sont pas soucié ou qu'elles croyaient que les traitements seraient inadéquats. Environ une personne sur dix (11 %) a mentionné le coût. Des proportions moins élevées de personnes interrogées ont donné des raisons telles que la non-disponibilité du service dans leur région, l'ignorance de l'endroit où le service était offert ou l'aversion ou la peur des médecins. Puisque les personnes pouvaient donner plus d'une raison, le total s'élève à plus de 100 %. Toutefois, la majorité des personnes ayant eu des besoins non satisfaits ont donné une seule raison (87 %), tandis que 11 % en ont mentionné deux, et moins de 3 % en ont cité trois ou plus (données non présentées).

Les besoins non satisfaits de services de santé peuvent être divisés en trois catégories selon qu'ils sont associés aux problèmes de disponibilité des services, d'accessibilité et d'acceptabilité. On juge que les besoins non satisfaits découlent d'un

problème de disponibilité si la raison de l'insatisfaction est le temps d'attente trop long, la non-disponibilité du service lorsque celui-ci est requis ou la non-disponibilité du service dans la région. Les problèmes d'accessibilité ont trait aux besoins non satisfaits de services de santé qui découlent des inquiétudes à l'égard du coût ou du transport. Toutes les autres raisons (trop occupé(e), ne s'est pas soucié du problème, doutes à l'égard de l'efficacité du traitement, peur des médecins) sont considérées comme étant associées à des problèmes d'acceptabilité.

Les problèmes de disponibilité de services correspondent à 39 % des besoins non satisfaits. Seulement 13 % des besoins non satisfaits étaient attribuables à des problèmes d'accessibilité. Dans la majorité des cas (9 cas sur 10), les problèmes d'accessibilité étaient dus au coût (données non présentées). Les problèmes d'acceptabilité découlant

Tableau 1
Fréquence des raisons données pour expliquer les besoins non satisfaits de services de santé, population à domicile âgée de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999

	%
Problèmes de disponibilité†	39,3
Temps d'attente trop long	22,9
Non disponibles à ce moment-là	14,7
Non disponibles dans la région	7,0
Problèmes d'accessibilité†	12,9
Coût	11,4
Problèmes de transport	1,6
Problèmes d'acceptabilité†	53,1
Trop occupé(e)	13,6
Ne s'en est pas soucié/indifférent(e)	13,5
Considérés comme inadéquats	13,2
A décidé de ne pas se faire soigner	5,4
Ne savait pas où aller	3,9
Aversion pour les médecins/peur	1,8
Responsabilités personnelles ou familiales	0,7
Problèmes de langue	--
Autre	6,8
Problèmes de disponibilité uniquement	35,6
Problèmes d'accessibilité uniquement	10,5
Problèmes d'acceptabilité uniquement	48,7
Problèmes de disponibilité et d'accessibilité	0,6
Problèmes de disponibilité et d'acceptabilité	2,7
Problèmes de disponibilité, d'accessibilité et d'acceptabilité	0,3
Problèmes d'accessibilité et d'acceptabilité	1,3

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé, 1998-1999

† Puisque les personnes pouvaient donner plus d'une raison, la somme des données ne correspond pas aux totaux indiqués.

-- Valeur trop faible pour produire une estimation fiable.

Définitions

La définition des *besoins non satisfaits de services de santé* se fonde sur la question suivante : « Au cours des 12 derniers mois, y a-t-il eu un moment où vous avez eu besoin de soins de santé mais ne les avez pas obtenus? ». Les personnes ayant répondu « oui » se sont vu demander de donner la raison du plus récent cas. Les raisons étaient classées comme suit : (1) non disponibles dans la région; (2) non disponibles à ce moment-là; (3) temps d'attente trop long; (4) coût; (5) problèmes de transport; (6) considérés comme inadéquats; (7) trop occupé(e); (8) ne s'en est pas soucié/indifférent(e); (9) ne savait pas où aller; (10) problèmes de langue; (11) responsabilités personnelles ou familiales; (12) aversion pour les médecins/peur; (13) a décidé de ne pas se faire soigner; (14) autre.

Ces raisons ont été classées en trois catégories, selon leur cause : problèmes de disponibilité de services (services non disponibles à l'endroit ou au moment requis ou temps d'attente trop long), problèmes d'accessibilité (coût ou transport) ou problèmes d'acceptabilité (les autres raisons qui concernent les attitudes et les responsabilités concurrentes). Seulement 5 % des personnes ont cité des raisons qui appartenaient à plus d'une catégorie.

Pour les besoins de la présente analyse, quatre *groupes d'âge* ont été créés : 18 à 34 ans, 35 à 44 ans, 45 à 64, ans et 65 ans et plus.

Trois groupes d'*état matrimonial* ont été définis : marié(e)/union de fait, jamais marié(e) et veuf ou veuve/divorcé(e)/séparé(e).

La définition des catégories de *revenu du ménage* se fonde sur la taille du ménage et sur le revenu total de celui-ci. Les catégories définies sont les suivantes.

Catégorie de revenu du ménage	Nombre de personnes dans le ménage	Revenu total du ménage
Inférieure	1 ou 2	Moins de 15 000 \$
	3 ou 4	Moins de 20 000 \$
	5 ou plus	Moins de 30 000 \$
Moyenne-inférieure	1 ou 2	15 000 \$ à 29 999 \$
	3 ou 4	20 000 \$ à 39 999 \$
	5 ou plus	30 000 \$ à 59 999 \$
Moyenne-supérieure/ Supérieure	1 ou 2	30 000 \$ ou plus
	3 ou 4	40 000 \$ ou plus
	5 ou plus	60 000 \$ ou plus

Le *niveau de scolarité* a été classé en deux catégories : pas de diplôme d'études secondaires et diplôme d'études secondaires ou plus élevé.

Deux catégories de *statut d'emploi* ont été définies : travaillé actuellement ou autre.

Le *lieu de résidence* est défini comme étant un milieu urbain ou rural.

Le *statut d'Autochtone* se fonde sur les réponses aux questions sur la race (ou couleur) et le groupe ethnique (ou culturel) auxquels s'identifie la personne interrogée. Les personnes qui ont indiqué faire partie des peuples autochtones de l'Amérique du Nord, comme les Amérindiens, les Métis et les Inuits ont été regroupées dans la catégorie des Autochtones.

Deux catégories de *statut d'immigrant* ont été établi : immigrant ou né(e) au Canada.

Quatre variables ont été sélectionnées pour mesurer l'état de santé : état de santé autodéclaré, maladies chroniques, douleur chronique et détresse. L'*état de santé autodéclaré* était regroupé en deux catégories : mauvais/passable et bon/très bon/excellent. La présence d'une *maladie chronique* a été déterminée en demandant aux personnes interrogées si elles avaient été atteintes d'un problème de santé chronique qui a duré ou qui était censé durer six mois ou plus et qui a été diagnostiqué par un professionnel de la santé. Une liste de problèmes a été lue aux participants; ces derniers ont répondu « oui » ou « non » à l'égard de chacun d'eux. Les participants qui ont répondu « oui » à un ou plus de ces problèmes ont été considérés comme souffrant d'un problème de santé chronique. La présence d'une *douleur chronique* était fondée sur la réponse à la question : « Habituellement, êtes-vous sans douleurs ou malaises? ». Les personnes ayant répondu « non » ont été considérées comme souffrant de douleur chronique.

L'indice de détresse se fonde sur six questions. On a demandé aux participants à l'enquête : « Au cours du dernier mois, combien de fois vous êtes-vous senti(e) : si triste que plus rien ne pouvait vous faire sourire? Nerveux(se)?, Agité(e) ou ne tenant pas en place?, Désespéré(e)?, Bon(ne) à rien?, Combien de fois avez-vous senti que tout était un effort? ». On a attribué aux réponses possibles — tout le temps, la plupart du temps, parfois, pas souvent, jamais — les poids de 4, 3, 2, 1 et 0 respectivement. Les cotes pouvaient varier de 0 à 24, les cotes les plus élevées indiquant un plus grand sentiment de détresse²⁵. Le coefficient de Cronbach était de 0,76. Les personnes qui ont obtenu une cote égale ou supérieure à 7 (11 % du total) ont été considérées comme éprouvant un sentiment de détresse. Les personnes interrogées qui ont obtenu une cote inférieure à 7 ou pour lesquelles des données manquaient (408 cas) étaient considérées comme n'éprouvant pas un sentiment de détresse.

Les *consultations d'un omnipraticien* et les *consultations d'un spécialiste* se fondent sur les réponses à la question suivante : « Au cours des 12 derniers mois, combien de fois avez-vous consulté en personne ou par téléphone : un médecin de famille ou un

Définitions – fin

omnipraticien? un autre médecin (tel qu'un chirurgien, allergologue, orthopédiste, gynécologue ou psychiatre)? »

L'attitude à l'égard de l'*autorité des médecins* se fonde sur les réponses à trois énoncés : « Je préfère les médecins qui me donnent des choix ou des options et qui me laissent décider moi-même quoi faire. »; « Les patients ne devraient jamais remettre en question l'autorité du médecin. » et « Je préfère que le médecin assume l'entière responsabilité pour mes soins médicaux. ». L'attitude à l'égard de l'auto-traitement se fonde sur les réponses à deux énoncés : « De façon générale, à l'exception d'une maladie grave, il vaut mieux prendre soin de sa propre santé que de consulter un médecin. » et « Il est préférable de consulter un médecin que d'essayer de se soigner soi-même. » Pour chaque énoncé, on a demandé aux personnes interrogées si elles étaient tout à fait d'accord, d'accord, ni d'accord ni en désaccord, en désaccord ou entièrement en désaccord. Les cotes respectives

étaient 4, 3, 2, 1 et 0. Les valeurs obtenues pour le premier énoncé sur l'autorité des médecins et pour le deuxième énoncé sur l'autotraitement ont été inversées. Les deux variables ont été construites à partir de la cote moyenne des réponses aux questions. On a attribué aux valeurs manquantes la valeur équivalente à la réponse « ni d'accord ni en désaccord ». Les cotes de l'attitude à l'égard de l'autorité des médecins pouvaient varier entre 0 et 4, les cotes les plus élevées indiquant une plus forte tendance à faire confiance aux médecins. Le coefficient de Cronbach était 0,62. Les cotes d'attitude à l'égard de l'autotraitement pouvaient varier entre 0 et 4, les cotes les plus élevées indiquant une plus forte tendance à se soigner soi-même. Le coefficient de Cronbach était de 0,56. Les cotes étaient classées en trois catégories : élevée dans le cas d'une cote d'un écart-type supérieur à la moyenne, faible dans le cas d'une cote d'un écart-type inférieur à la moyenne et intermédiaire dans le cas d'une cote se situant à l'intérieur de cet intervalle.

des circonstances et des attitudes personnelles étaient les plus importants et expliquaient 53 % des besoins non satisfaits.

Même si les personnes interrogées pouvaient donner plus d'une raison pour expliquer les besoins non satisfaits de services de santé, relativement peu de chevauchements ont été observés entre les trois catégories. Les cas de chevauchement correspondent à seulement 5 % des réponses (tableau 1).

Augmentation des besoins non satisfaits

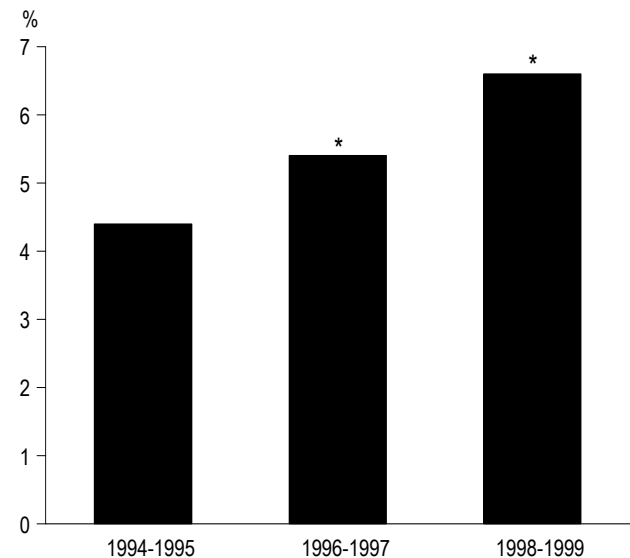
En 1998-1999, 6,6 % des Canadiens et Canadiennes âgés de 18 ans et plus, soit environ 1,5 million de personnes, ont signalé avoir eu un besoin de services de santé non satisfait au cours de l'année précédente (graphique 1). Ce pourcentage correspond à une augmentation faible mais significative par rapport aux pourcentages de 1994-1995 et de 1996-1997, qui étaient de 4,4 % et de 5,4 %, respectivement.

Disponibilité des services

Moins de 3 % de la population a signalé un besoin non satisfait de services de santé attribuable à un problème de disponibilité (voir *Schémas provinciaux*). Les besoins non satisfaits de ce type témoignent des

Graphique 1

Prévalence des besoins non satisfaits de services de santé, population à domicile âgée de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999



Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999
* Écart significatif par rapport à l'année précédente ($p \leq 0,05$).

lacunes perçues dans la prestation des services de santé, une perception qui peut s'être aggravée à la suite des compressions budgétaires des dernières années. Le fait que la réduction des coûts fait porter

un fardeau inégal aux groupes moins fortunés est une source d'inquiétudes. Toutefois, selon les résultats de l'ENSP, la prévalence des besoins non satisfaits de services de santé découlant de problèmes de disponibilité de services ne varie pas de façon significative en fonction du revenu du ménage, du niveau de scolarité, du statut d'emploi, du statut d'Autochtone ou du statut d'immigrant (tableau 2).

Il n'y avait pas non plus de lien avec l'âge, l'état civil ou le lieu de résidence (milieu urbain ou rural).

Les besoins non satisfaits dus aux problèmes de disponibilité de services sont fortement associés à l'état de santé des personnes. Par exemple, 6,6 % de personnes dont la santé est mauvaise ou passable ont signalé ce type de besoins non satisfaits, comparativement à seulement 2,2 % de celles qui

Schémas provinciaux

La prévalence de tous les types de besoins non satisfaits de services de santé dans la majorité des provinces était presque la même que la moyenne nationale. En 1998-1999, le pourcentage de personnes ayant signalé des besoins non satisfaits associés à des problèmes de disponibilité était nettement supérieur à la moyenne nationale uniquement en Nouvelle-Écosse (4,6 %) et nettement inférieur à celle-ci uniquement au Nouveau-Brunswick (1,5 %) et en Ontario (1,9 %). Le nombre de médecins par tranche de 100 000 habitants ne permet pas d'expliquer ces disparités, puisque la Nouvelle-Écosse était l'une des trois provinces (les autres étant le Québec et la Colombie-Britannique) où le rapport est plus élevé que la moyenne nationale en 1998²⁶.

La prévalence des besoins non satisfaits de services de santé associés à des problèmes d'accessibilité (coût et transport) était

nettement plus élevée uniquement en Colombie-Britannique (1,5 %) et nettement moins élevée uniquement en Ontario (0,6 %). Le pourcentage de la population vivant dans un ménage à faible revenu ne peut expliquer ces différences : selon les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1998-1999, la proportion était presque la même dans les deux provinces (données non présentées).

Dans chaque province, à l'exception de la Nouvelle-Écosse, les besoins non satisfaits de services de santé découlant de problèmes d'acceptabilité étaient les plus courants. La prévalence de tels besoins non satisfaits n'était pas significativement différente de la moyenne nationale dans aucune province sauf à Terre-Neuve où elle était significativement inférieure (2,2 %).

Prévalence des besoins non satisfaits de services de santé, par raison et province, population à domicile âgée de 18 ans et plus, Canada, 1998-1999

	Problèmes de disponibilité		Problèmes d'accessibilité		Problèmes d'acceptabilité	
	Nombre	Prévalence	Nombre	Prévalence	Nombre	Prévalence
	milliers	%	milliers	%	milliers	%
Canada	588[†]	2,6	192	0,9	794[†]	3,5
Terre-Neuve	8	2,1	--	--	9	2,2*
Île-du-Prince-Édouard	2	2,3	--	--	3	3,0
Nouvelle-Écosse	32	4,6*	6	0,9	29	4,2
Nouveau-Brunswick	9	1,5*	--	--	22	3,9
Québec	176	3,2	34	0,6	194	3,5
Ontario	161	1,9*	54	0,6*	271	3,2
Manitoba	29	3,7	--	--	37	4,6
Saskatchewan	18	2,5	--	--	29	4,0
Alberta	48	2,3	29	1,4	80	3,8
Colombie-Britannique	103	3,4	44	1,5*	120	3,9

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé, 1998-1999

[†] Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués.

* Écart significatif par rapport à la moyenne nationale ($p \leq 0,05$).

-- Valeur trop faible pour produire une estimation fiable.

jouissent d'une bonne, très bonne ou excellente santé. Dans le même ordre d'idées, les personnes atteintes de maladies chroniques et celles souffrant de douleurs chroniques ou de détresse étaient plus susceptibles que celles qui en étaient exemptes de

signaler des besoins non satisfaits liés à des problèmes de disponibilité de services. Même lorsque les effets des autres facteurs étaient pris en considération, la santé mauvaise ou passable, les maladies chroniques et la détresse étaient

Tableau 2

Prévalence des besoins non satisfaits de services de santé associés à des problèmes de disponibilité et rapports corrigés de cotes pour ceux-ci, selon certaines caractéristiques, population à domicile âgée de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999

	Prévalence		Rapport corrigé de cotes		Intervalle de confiance de 95 %			
	Nombre	Prévalence	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre	Prévalence	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
	milliers	%			milliers	%		
Total	588	2,6				
Sexe								
Hommes†	229	2,1	1,00	...				
Femmes	358	3,1*	1,17	0,87 - 1,58				
Groupe d'âge								
18 à 34 ans	145	2,1	0,99	0,58 - 1,67				
35 à 44 ans	132	2,4	0,99	0,59 - 1,68				
45 à 64 ans	226	3,4	1,30	0,79 - 2,14				
65 ans et plus†	85	2,4	1,00	...				
État matrimonial								
Marié(e)/union de fait†	376	2,7	1,00	...				
Jamais marié(e)	109	2,2	1,01	0,66 - 1,54				
Veuf ou veuve/ divorcé(e)/séparé(e)	102	3,1	0,89	0,48 - 1,65				
Revenu du ménage								
Inférieur	91	3,2	1,16	0,70 - 1,91				
Moyen	143	2,6	1,02	0,72 - 1,44				
Moyen-supérieur/supérieur†	322	2,6	1,00	...				
Données manquantes	32	2	0,88	0,46 - 1,69				
Niveau de scolarité								
Pas de diplôme d'études secondaires†	140	2,7	1,00	...				
Diplôme d'études secondaires ou plus élevé	448	2,6	0,98	0,67 - 1,43				
Statut d'emploi								
Travaille présentement	357	2,5	1,31	0,90 - 1,92				
Autre†	231	2,8	1,00	...				
Lieu de résidence								
Milieu urbain	443	2,4	0,67	0,43 - 1,03				
Milieu rural†	145	3,5	1,00	...				
Statut d'Autochtone								
Oui	16	3,2	1,08	0,50 - 2,36				
Non†	572	2,6	1,00	...				
Statut d'immigrant								
Immigrant	95	2,0	0,74	0,47 - 1,16				
Né(e) au Canada†	492	2,8	1,00	...				
État de santé autodéclaré								
Mauvais/passable	149	6,6*	1,84*	1,26 - 2,70				
Bon/très bon/excellent†	439	2,2	1,00	...				
Maladies chroniques								
Oui	470	3,4*	1,46*	1,02 - 2,07				
Non†	117	1,4	1,00	...				
Douleur chronique								
Oui	187	5,6*	1,45	0,92 - 2,30				
Non†	400	2,1	1,00	...				
Détresse								
Oui	146	5,7*	1,71*	1,15 - 2,54				
Non†	441	2,2	1,00	...				
Consultations d'un omnipraticien au cours de l'année précédente								
Oui	545	3,1*	2,24*	1,35 - 3,72				
Non†	43	0,9	1,00	...				
Consultations d'un spécialiste au cours de l'année précédente								
Oui	316	5,3*	2,33*	1,73 - 3,14				
Non†	272	1,6	1,00	...				
Attitude face à l'autorité des médecins								
Élevée	72	1,6*	0,42*	0,22 - 0,80				
Intermédiaire	413	2,6*	0,70	0,48 - 1,03				
Faible†	103	4,2	1,00	...				
Attitude face à l'autotraitement								
Élevée	142	2,4	1,07	0,75 - 1,53				
Intermédiaire	273	2,8	1,20	0,84 - 1,73				
Faible†	173	2,5	1,00	...				

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé, 1998-1999

Nota : Les personnes pour lesquelles une valeur manquait à l'égard du sentiment de détresse ont été incluses dans la catégorie « non ». Les personnes pour lesquelles des valeurs manquaient aux questions portant sur l'autorité des médecins ont été incluses dans le groupe qui était ni d'accord ni en désaccord.

† Groupe de référence.

... N'ayant pas lieu de figurer.

* Écart significatif par rapport au groupe de référence ($p \leq 0,05$).

indépendamment associées au signalement de ce type de besoins non satisfaits; le lien avec la douleur chronique ne s'est toutefois pas révélé significatif.

Les personnes qui avaient consulté un omnipraticien ou un spécialiste au cours de l'année précédente étaient plus susceptibles que celles qui ne l'avaient pas fait de signaler des besoins non satisfaits dus à des problèmes de disponibilité de services, ce qui paraît quelque peu paradoxal. Bien sûr, les consultations de médecins sont liées à de nombreux autres facteurs qui peuvent influencer sur les besoins non satisfaits, notamment l'état de santé. Toutefois, même lorsque ces autres variables sont prises en considération, les personnes qui avaient consulté un omnipraticien ou un spécialiste présentaient une cote nettement plus élevée exprimant le risque de signaler des besoins non

satisfaits de services de santé associés à des problèmes de disponibilité de services.

Les personnes atteintes de troubles de santé sont bien entendu celles qui ont le plus recours à des services de santé. Ainsi, elles sont également plus susceptibles que les personnes jouissant d'une meilleure santé de repérer les lacunes dans la prestation de ces services, particulièrement si leurs problèmes de santé ne sont pas réglés. Les associations peuvent également correspondre à des besoins non satisfaits à différentes étapes de traitement.

L'attitude à l'égard des médecins joue un rôle. Les personnes qui accordent un niveau élevé de confiance aux médecins étaient moins susceptibles que les personnes ayant un faible niveau de confiance envers les médecins de signaler des besoins non satisfaits de services de santé découlant de problèmes de disponibilité de services. Même lorsque les autres facteurs, tels que l'état de santé et les consultations de médecins, étaient pris en considération, la tendance à faire confiance aux médecins était associée à une faible cote exprimant le risque de signaler ce type de besoins non satisfaits.

Limites

L'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) est assujettie aux problèmes inhérents à l'autodéclaration. Par exemple, alors que la mesure des besoins non satisfaits de services de santé dans le cadre de l'ENSP est souvent utilisée dans les enquêtes communautaires, il existe une possibilité d'erreurs de reconnaissance et de mémoire. Les personnes peuvent éprouver des difficultés à reconnaître l'existence de besoins de services de santé et à se rappeler la situation particulière où un traitement était nécessaire mais n'a pas été reçu¹⁶. L'autodéclaration des besoins non satisfaits de services de santé tient également compte de la perception d'une personne. Par exemple, l'interprétation du « temps d'attente trop long » peut varier d'une personne à l'autre. De plus, il n'y a aucune indication de la raison de l'attente : un rendez-vous, un test de diagnostic ou une intervention chirurgicale.

Les professionnels de la santé pourraient déterminer de façon plus objective si les personnes ont renoncé ou non aux soins nécessaires au cours d'un examen clinique^{16,27}. L'évaluation clinique, toutefois, est souvent complexe et coûteuse^{17,28}, et de tels renseignements ne sont pas recueillis dans le cadre de l'ENSP.

Les données sur lesquelles se fonde la présente étude ne comprennent pas les personnes vivant dans des réserves ou dans certaines régions éloignées du Québec et de l'Ontario. Ainsi, la prévalence des besoins non satisfaits de services de santé pourrait être sous-estimée. De plus, puisque l'enquête a été menée en anglais et en français, les besoins non satisfaits en raison de difficultés liées à la langue ou à l'absence de renseignements sur le système de distribution de soins peuvent également être sous-estimés.

Accessibilité

En 1998-1999, un peu moins de 1 % des Canadiens et Canadiennes âgés de 18 ans et plus (environ 200 000 personnes) ont dit qu'un de leurs besoins de services de santé n'avait pas été satisfait au cours de l'année précédente en raison de problèmes d'accessibilité, c'est-à-dire des problèmes liés au coût ou au transport (tableau 3).

On observe sans surprise que la prévalence de tels besoins non satisfaits est liée au revenu du ménage. Plus de 3 % de personnes vivant dans un ménage à faible revenu ont signalé des besoins non satisfaits de services de santé dus à des préoccupations de coût ou de transport, comparativement à moins d'un demi de un pour cent chez les personnes vivant dans un ménage à revenu moyen-supérieur ou élevé. Sans égard aux effets des autres facteurs sélectionnés, les cotes exprimant le risque de voir les personnes vivant dans un ménage à faible revenu signaler de tels besoins non satisfaits étaient près de 10 fois plus élevées

que celles obtenues par les personnes vivant dans un ménage à revenu moyen-supérieur ou élevé. Même les personnes vivant dans un ménage à revenu moyen-inférieur obtenaient une cote exprimant le risque de signaler des besoins non satisfaits associés à des problèmes d'accessibilité nettement plus élevée que celles des membres de ménage plus fortuné.

Ces données s'apparentent aux résultats d'une récente étude canadienne qui montrent que la

principale raison donnée par les personnes à faible revenu, principalement les travailleurs à faible salaire, pour ne pas recourir aux services d'un médecin était la croyance qu'ils ne seraient pas en mesure de payer les médicaments prescrits²⁹. La même étude a également montré que le transport était une des principales raisons données par les bénéficiaires de l'aide sociale pour expliquer pourquoi ils ne consultent pas un médecin²⁹.

Tableau 3

Prévalence des besoins non satisfaits de services de santé associés à des problèmes d'accessibilité et rapports corrigés de cotes pour ceux-ci, selon certaines caractéristiques, population à domicile âgée de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999

	Nombre	Prévalence	Rapport corrigé de cotes		Intervalle de confiance de 95 %		Nombre	Prévalence	Rapport corrigé de cotes		Intervalle de confiance à 95 %
			de cotes	de cotes					de cotes	de cotes	
	milliers	%					milliers	%			
Total	192	0,9							
Sexe											
Hommes†	81	0,7	1,00	...							
Femmes	111	1,0	0,79	0,48 - 1,28							
Groupe d'âge											
18 à 34 ans	64	0,9	4,01*	1,59 - 10,08							
35 à 44 ans	70	1,3*	4,53*	1,81 - 11,34							
45 à 64 ans	40	0,6	1,77	0,77 - 4,06							
65 ans et plus†	18	0,5	1,00	...							
État matrimonial											
Marié(e)/union de fait†	79	0,6	1,00	...							
Jamais marié(e)	47	0,9	0,89	0,51 - 1,58							
Veuf ou veuve/ divorcé(e)/séparé(e)	66	2,0*	1,74	0,96 - 3,14							
Revenu du ménage											
Inférieur	87	3,1*	9,71*	4,32 - 21,79							
Moyen	55	1,0*	3,88*	1,84 - 8,16							
Moyen-supérieur/supérieur†	34	0,3	1,00	...							
Données manquantes	--	--	5,43*	1,70 - 17,40							
Niveau de scolarité											
Pas de diplôme d'études secondaires†	37	0,7	1,00	...							
Diplôme d'études secondaires ou plus élevé	155	0,9	1,36	0,77 - 2,40							
Statut d'emploi											
Travail présentement	99	0,7*	1,09	0,61 - 1,97							
Autre†	93	1,1	1,00	...							
Lieu de résidence											
Milieu urbain	170	0,9*	1,79	0,99 - 3,23							
Milieu rural†	22	0,5	1,00	...							
Statut d'Autochtone											
Oui	--	--	2,41	0,73 - 7,91							
Non†	175	0,8	1,00	...							
Statut d'immigrant											
Immigrant	29	0,6	0,70	0,35 - 1,43							
Né(e) au Canada†	163	0,9	1,00	...							
État de santé autodéclaré											
Mauvais/passable	65	2,9*	1,68	0,87 - 3,26							
Bon/très bon/excellent†	127	0,6	1,00	...							
Maladies chroniques											
Oui	168	1,2*	2,87*	1,37 - 6,01							
Non†	25	0,3	1,00	...							
Douleur chronique											
Oui	81	2,4*	2,00*	1,17 - 3,43							
Non†	111	0,6	1,00	...							
Détresse											
Oui	74	2,9*	2,17*	1,23 - 3,82							
Non†	118	0,6	1,00	...							
Consultations d'un omnipraticien au cours de l'année précédente											
Oui	164	0,9	1,00	0,48 - 2,08							
Non†	28	0,6	1,00	...							
Consultations d'un spécialiste au cours de l'année précédente											
Oui	85	1,4*	1,30	0,76 - 2,21							
Non†	108	0,7	1,00	...							
Attitude face à l'autorité des médecins											
Élevée	36	0,8*	0,44	0,18 - 1,07							
Intermédiaire	107	0,7*	0,37*	0,21 - 0,67							
Faible†	49	2,0	1,00	...							
Attitude face à l'autotraitement											
Élevée	80	1,4	1,77	0,97 - 3,23							
Intermédiaire	59	0,6	0,78	0,42 - 1,45							
Faible†	53	0,8	1,00	...							

Source des données: Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé, 1998-1999

Nota: Les personnes pour lesquelles une valeur manquait à l'égard du sentiment de détresse ont été incluses dans la catégorie « non ». Les personnes pour lesquelles des valeurs manquaient aux questions portant sur l'autorité des médecins ont été incluses dans le groupe qui était ni d'accord ni en désaccord.

† Groupe de référence.

-- Coefficient de variation supérieur à 33,3%.

... N'ayant pas lieu de figurer.

* Écart significatif par rapport au groupe de référence ($p \leq 0,05$).

Lorsque l'on tient compte des autres facteurs sélectionnés, les cotes exprimant le risque de signaler des besoins non satisfaits de services de santé découlant de préoccupations à l'égard du coût ou du transport étaient élevées chez les personnes qui se déclarent atteintes de maladies chroniques ou souffrant de douleurs chroniques ou de détresse. En outre, les adultes âgés de moins de 45 ans ont obtenu une cote exprimant le risque de signaler un besoin non satisfait associé à un problème d'accessibilité au moins quatre fois plus élevée comparativement aux personnes âgées.

Acceptabilité

La majorité des personnes ayant eu des besoins non satisfaits de services de santé les attribuaient à des circonstances et des attitudes personnelles, telles que le fait d'être trop occupé(e), de décider de ne pas se faire soigner, de croire que les traitements seraient inadéquats, de ne pas savoir où aller ou d'avoir une aversion pour les médecins ou de les craindre. En 1998-1999, environ 4 % des Canadiens et Canadiennes âgés de 18 ans et plus ont déclaré avoir eu, au cours de l'année précédente, un besoin non satisfait de services de santé attribuable à de tels problèmes d'acceptabilité (tableau 4).

Les besoins non satisfaits de services de santé dus à des problèmes d'acceptabilité étaient plus fréquents chez les jeunes que chez les personnes âgées. Même lorsque les autres facteurs étaient pris en considération, les membres du groupe des 18 à 34 ans obtenaient toujours des cotes exprimant le risque de signaler des besoins non satisfaits de services de santé associés à un problème d'acceptabilité nettement plus élevées que celles associées aux personnes âgées de 65 ans et plus. Les cotes plus élevées obtenues par les jeunes peuvent s'expliquer par leurs horaires plus chargés, ainsi que par leurs attitudes à l'égard des services de santé et leurs connaissances sur ce sujet.

Les attitudes à l'égard des services de santé jouaient, en effet, un rôle important. Plus les personnes interrogées avaient confiance en l'autorité des médecins, plus la prévalence des besoins non satisfaits de services de santé associés à des problèmes d'acceptabilité était faible. Même lorsque

les autres facteurs étaient pris en considération, le grand respect de l'autorité d'un médecin était un facteur qui entraîne la diminution des cotes exprimant le risque d'avoir des besoins non satisfaits de services de santé associés à des problèmes d'acceptabilité. À l'inverse, une tendance à privilégier l'autotraitement entraînait une hausse des cotes exprimant le risque de signaler des besoins non satisfaits découlant de ces raisons.

De nombreux facteurs associés aux besoins non satisfaits en raison de problèmes de disponibilité de services l'étaient également aux besoins non satisfaits découlant des problèmes d'acceptabilité : état de santé autodéclaré, maladies chroniques, douleur chronique et détresse. Près de 9 % des personnes dont la santé est mauvaise ou passable avaient eu un besoin non satisfait en raison de problèmes d'acceptabilité, comparativement à 3 % chez les personnes jouissant d'une santé bonne à excellente. Lorsque les autres facteurs potentiellement influents étaient pris en considération, les cotes exprimant le risque de signaler des besoins non satisfaits associés à des problèmes d'acceptabilité étaient nettement élevées chez les personnes dont la santé est mauvaise ou passable. En outre, les personnes aux prises avec une maladie chronique, un sentiment de détresse ou qui souffrent de douleurs chroniques ont une cote plus élevée exprimant le risque de signaler des besoins non satisfaits dus à des problèmes d'acceptabilité, comparativement aux personnes exemptes de tels problèmes de santé.

Des pourcentages relativement importants de personnes qui avaient consulté un omnipraticien ou un spécialiste au cours de l'année précédente ont signalé des besoins non satisfaits de services de santé associés à des problèmes d'acceptabilité. Lorsque les effets des autres facteurs étaient pris en considération, l'association avec les consultations d'un spécialiste était toujours significative, mais la relation avec les consultations d'un omnipraticien ne l'était pas.

La prévalence des besoins non satisfaits associés à des problèmes d'acceptabilité était plus élevée chez les Autochtones (hors réserve) que chez les populations non autochtones : 8 % comparativement à 3 %. Cette association persistait

toujours lorsque les effets de facteurs tels que le revenu du ménage et l'état de santé, étaient pris en considération.

La prévalence des besoins non satisfaits associés à des problèmes d'acceptabilité était plus élevée chez les personnes vivant dans un ménage à faible revenu

que chez les personnes vivant dans un ménage à revenu moyen-supérieur ou supérieur. Toutefois, après avoir tenu compte des autres facteurs, la différence de revenu n'était pas significative au plan statistique. De même, les relations entre le niveau de scolarité, le lieu de résidence (milieu rural ou

Tableau 4

Prévalence des besoins non satisfaits de services de santé associés à des problèmes d'acceptabilité et rapports corrigés de cotes pour ceux-ci, selon certaines caractéristiques, population à domicile âgée de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999

	Nombre	Prévalence	Rapport corrigé de cotes		Intervalle de confiance de 95 %		Nombre	Prévalence	Rapport corrigé de cotes		Intervalle de confiance de 95 %
			de cotes	de cotes					de cotes	de cotes	
	milliers	%					milliers	%			
Total	794	3,5							
Sexe											
Hommes†	324	2,9	1,00	...							
Femmes	470	4,1*	1,03	0,80 - 1,33							
Groupe d'âge											
18 à 34 ans	358	5,1*	3,26*	1,93 - 5,50							
35 à 44 ans	178	3,3	1,51	0,90 - 2,52							
45 à 64 ans	177	2,7	1,09	0,70 - 1,71							
65 ans et plus†	82	2,4	1,00	...							
État matrimonial											
Marié(e)/union de fait†	391	2,8	1,00	...							
Jamais marié(e)	208	4,1*	0,96	0,67 - 1,37							
Veuf ou veuve/ divorcé(e)/séparé(e)	195	5,9*	2,01*	1,48 - 2,71							
Revenu du ménage											
Inférieur	149	5,2*	1,11	0,77 - 1,58							
Moyen	171	3,1	0,86	0,64 - 1,16							
Moyen-supérieur/supérieur†	426	3,4	1,00	...							
Données manquantes	48	3,1	0,99	0,54 - 1,81							
Niveau de scolarité											
Pas de diplôme d'études secondaires†	138	2,7	1,00	...							
Diplôme d'études secondaires ou plus élevé	654	3,8*	1,21	0,84 - 1,75							
Statut d'emploi											
Travaille présentement	526	3,7	1,47*	1,07 - 2,02							
Autre†	267	3,2	1,00	...							
Lieu de résidence											
Milieu urbain	684	3,7*	1,25	0,92 - 1,70							
Milieu rural†	109	2,6	1,00	...							
Statut d'Autochtone											
Oui	41	8,3*	1,76*	1,00 - 3,11							
Non†	753	3,4	1,00	...							
Statut d'immigrant											
Immigrant	122	2,5*	0,78	0,53 - 1,13							
Né(e) au Canada†	672	3,8	1,00	...							
État de santé autodéclaré											
Mauvais/passable	196	8,7*	1,93*	1,34 - 2,77							
Bon/très bon/excellent†	598	3,0	1,00	...							
Maladies chroniques											
Oui	623	4,5*	1,76*	1,29 - 2,39							
Non†	171	2,0	1,00	...							
Douleur chronique											
Oui	262	7,8*	1,99*	1,45 - 2,75							
Non†	532	2,8	1,00	...							
Détresse											
Oui	254	9,9*	2,44*	1,84 - 3,24							
Non†	540	2,7	1,00	...							
Consultations d'un omnipraticien au cours de l'année précédente											
Oui	678	3,8*	1,09	0,78 - 1,53							
Non†	116	2,4	1,00	...							
Consultations d'un spécialiste au cours de l'année précédente											
Oui	359	6,0*	1,70*	1,30 - 2,24							
Non†	435	2,6	1,00	...							
Attitude face à l'autorité des médecins											
Élevée	113	2,5*	0,60*	0,39 - 0,93							
Intermédiaire	537	3,4*	0,72*	0,52 - 1,00							
Faible†	144	5,9	1,00	...							
Attitude face à l'autotraitement											
Élevée	271	4,7*	1,72*	1,26 - 2,36							
Intermédiaire	326	3,3	1,19	0,88 - 1,61							
Faible†	197	2,8	1,00	...							

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé, 1998-1999

Nota : Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la borne supérieure ou inférieure est égale à 1,00 sont significatifs. Les personnes pour lesquelles une valeur manquait à l'égard du sentiment de détresse ont été incluses dans la catégorie « non ». Les personnes pour lesquelles des valeurs manquaient aux questions portant sur l'autorité des médecins ont été incluses dans le groupe qui était ni d'accord ni en désaccord.

† Groupe de référence.

... N'ayant pas lieu de figurer.

* Écart significatif par rapport au groupe de référence ($p \leq 0,05$).

urbain) ou le statut d'immigrant et les besoins non satisfaits associés à des problèmes d'acceptabilité n'étaient plus significatives au plan statistique après la prise en compte des autres variables.

Différence entre les sexes

Les femmes sont plus susceptibles que les hommes de signaler des besoins non satisfaits de services de santé dus à des problèmes de disponibilité de services et d'acceptabilité, mais non à des problèmes d'accessibilité (coût et transport).

L'écart entre les sexes à l'égard des besoins non satisfaits associés à des problèmes de disponibilité de services s'est maintenu après le contrôle des caractéristiques démographiques et socioéconomiques (données non présentées). Toutefois, lorsque l'état de santé était pris en considération, l'écart observé n'était plus significatif au plan statistique (données non présentées). L'état de santé semble être le facteur clé de la relation entre le sexe et les besoins non satisfaits de services de santé dus à des problèmes de disponibilité, puisqu'en général, la santé des femmes est moins bonne que celle des hommes.

La différence entre les sexes quant aux besoins non satisfaits de services de santé associés à des problèmes d'acceptabilité demeurait significative après le contrôle de certains facteurs démographiques et socioéconomiques (données non présentées). Toutefois, lorsque les attitudes à l'égard de l'autorité des médecins et de l'autotraitement étaient prises en considération, il n'y avait plus de différence. De telles attitudes sont peut-être l'élément qui explique l'association entre le sexe et les besoins non satisfaits de services de santé liés à des problèmes d'acceptabilité.

Mot de la fin

En 1998-1999, près de 7 % des Canadiens et Canadiennes d'âge adulte ont signalé avoir eu un besoin non satisfait de services de santé au cours de l'année précédente. Dans environ la moitié des cas, les besoins non satisfaits découlaient de problèmes d'acceptabilité, tels que des demandes concurrentes à l'horaire des personnes, ainsi que les attitudes à l'égard des maladies et les connaissances sur ce sujet.

Les besoins non satisfaits associés à des problèmes de disponibilité de services, tels que des temps d'attente trop longs, ont été mentionnés par environ un tiers des personnes qui ont signalé un cas. Les problèmes d'accessibilité (le coût dans la majorité des cas) ont été cités par 13 % des personnes ayant eu des besoins non satisfaits.

Les facteurs associés à ces trois types de besoins non satisfaits avaient tendance à être différents. Seulement deux facteurs – les maladies chroniques et la détresse – étaient liés de façon significative aux trois types de besoins non satisfaits. D'autres mesures de l'état de santé et les consultations de médecins étaient associées à des besoins non satisfaits attribuables à des problèmes de disponibilité de services et d'acceptabilité. Cette observation n'est pas surprenante, puisque les personnes en bonne santé ont moins l'occasion d'éprouver des difficultés à obtenir des services. Elle s'explique également par le fait qu'une plus grande utilisation des services de santé peut sensibiliser les gens aux lacunes qui touchent la prestation de ces services.

La cote exprimant le risque de signaler des besoins non satisfaits attribuables à des problèmes de disponibilité de services ou d'acceptabilité était relativement faible chez les personnes qui faisaient confiance aux médecins. Il n'est pas clair si cette situation s'explique par le moins grand scepticisme de ces personnes à l'égard des services de santé³⁰ ou par les expériences positives relativement à des services de santé reçus dans le passé³¹.

La tendance à se fier à l'autotraitement était associée uniquement aux besoins non satisfaits en raison de problèmes d'acceptabilité. Cette situation était prévisible puisque la catégorie des problèmes d'acceptabilité comprend des raisons telles que le sentiment que le traitement serait inadéquat et l'aversion ou la peur des médecins.

Les besoins non satisfaits de services de santé attribuables à la façon dont sont perçus les problèmes de disponibilité de services n'étaient pas associés au revenu du ménage, au niveau de scolarité, au lieu de résidence (milieu rural ou urbain), au pays de naissance ou au statut d'Autochtone. Il semble donc que les compressions qui ont touché les

services de santé n'imposent pas un fardeau disproportionné aux groupes moins favorisés sur le plan socioéconomique.

La présente analyse n'a pas mis en évidence de relation entre les inégalités de revenu et les besoins non satisfaits attribuables à des problèmes perçus de disponibilité de services de santé. Elle a toutefois montré l'existence d'un lien significatif entre le revenu et les besoins non satisfaits en raison de problèmes d'accessibilité. ●

Références

1. Chambre des communes du Canada, *Loi canadienne sur la santé*, Imprimeur de la Reine, Ottawa, 1984.
2. C. Sanmartin, S.E.D. Shortt, M.L. Barer *et al.*, « Waiting for medical services in Canada: lots of heat, but little light », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 162(9), 2000, p.1305-1310.
3. C. Gray, « Hospital crisis? What crisis? », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 162(7), 2000, p. 1043.
4. S. Lewis, M.L. Barer et C. Sanmartin, « Ending waiting-list mismanagement: principles and practice », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 162(9), 2000, p. 1297-1300.
5. C. DeCoster, K.C. Carriere, S. Peterson *et al.*, « Waiting times for surgical procedures », *Medical Care*, 37(6), 1999, p. J187-205.
6. J. J. Eyles, S. Birch et K.B. Newbold, « Delivering the goods? Access to family physician services in Canada: a comparison of 1985 and 1991 », *Journal of Health and Social Behavior*, 36, 1995, p. 322-332.
7. Institut canadien d'information sur la santé (ICIS), *Les soins de santé au Canada 2001*, Ottawa, Institut canadien d'information sur la santé, 2001.
8. M.M. Finkelstein, « Do factors other than need determine utilization of physicians' services in Ontario? », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 165(5), 2001, p. 565-570.
9. S. Dunlop, P.C. Coyte et W. McIsaac, « Socioeconomic status and the utilization of physicians' services: results from the Canadian National Population Health Survey », *Social Science and Medicine*, 51, 2000, p. 123-133.
10. D.A. Alter, C.D. Naylor, P. Austin *et al.*, « Effects of socioeconomic status on access to invasive cardiac procedures and on mortality after acute myocardial infarction », *The New England Journal of Medicine*, 341(18), 1999, 1359-1367.
11. J.F. Gentleman et J. Lee, « Qui ne se fait pas mammographier? », *Rapports sur la santé*, 9(1), 1997, p.19-29 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
12. N.P. Ross, C.A. Mustard, « Variation in health and health care use by socioeconomic status in Winnipeg, Canada: does the system work well? Yes and no », *The Milbank Quarterly*, 75(1), 1997, p. 89-111.
13. W. McIsaac, V. Goel et D. Naylor, « Socioeconomic status and visits to physicians by adults in Ontario, Canada », *Journal of Health Services Research and Policy*, 2(2), 1997, p. 94-102.
14. Statistique Canada, « Les services de santé – tendances récentes », *Rapports sur la santé*, 11(3), 1999, p. 103-123 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
15. P. Coyte, J.G. Wright, G.A. Hawker *et al.*, « Waiting times for knee-replacement surgery in the United States and Ontario », *The New England Journal of Medicine*, 331(16), 1994, p. 1068-1071.
16. P.W. Newacheck, D.C. Hughes, Y.Y. Hung *et al.*, « Health needs and consumer services: the unmet health needs of America's children », *Pediatrics*, 105(4), 2000, p. 989-997.
17. P. Liberatos, J. Elinson, T. Schaffzin *et al.*, « Developing a measure of unmet health care needs for a pediatric population », *Medical Care*, 38(1), 2000, p. 19-34.
18. R. Anderson, « Health status indices and access to medical care », *American Journal of Public Health*, 68(5), 1978, p. 458-463.
19. L.A. Aday et R. Andersen, « A framework for the study of access to medical care », *Health Services Research*, 9, 1974, p. 208-220.
20. J.W. Thomas, R. Penchansky, « Relating satisfaction with access to utilization of services », *Medical Care*, 22(6), 1984, p. 553-568.
21. R. Penchansky et J.W. Thomas, « The concept of access: definition and relationship to consumer satisfaction », *Medical Care*, 19(2), 1981, p. 127-140.
22. 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, août 1999.
23. G. Roberts et M. Kavacevic, « Comparison of cross-sectional estimates from two waves of longitudinal survey », *JSC Annual Meeting: Proceedings of the Survey Methods Section*, June 1999.
24. R.M. Anderson, « Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter? », *Journal of Health and Social Behavior*, 36, 1995, p. 1-10.
25. Statistique Canada, Annexe F: Variables dérivées, Enquête nationale sur la santé de la population, *Fichiers de microdonnées à grande diffusion 1994-1995* (n° 82F0001XCB au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 1995, p. 17-20.
26. Institut canadien d'information sur la santé (ICIS), *Nombre, répartition et migration des médecins canadiens, Rapport de 2000, Sommaire*, Institut canadien d'information sur la santé, Ottawa, 2001.
27. W. Carr et S. Wolfe, « Unmet needs as socioeconomic indicators », *International Journal of Health Services*, 6(3), 1976, p. 417-430.
28. W. Carr, N. Szapiro, T. Heisler *et al.*, « Sentinel health events as indicators of unmet needs », *Social Science and Medicine*, 29(6), 1989, p. 705-714.
29. D.L. Williamson et J.E. Fast, « Poverty and medical treatment: when public policy compromises accessibility », *Canadian Journal of Public Health*, 89(2), 1998, p. 120-124.

30. K. Fiscella, P. Franks et C.M. Clancy, « Skepticism towards medical care and health care utilization », *Medical Care*, 36(2), 1998, p. 180-189.

31. C.E. Ross et R.S. Duff, « Returning to the doctors: the effect of client characteristics, type of practice, and experience with care », *Journal of Health and Social Behaviour*, 23, 1982, p. 119-131.

Annexe

Tableau A

Distribution de certaines caractéristiques, population à domicile âgée de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999

	Population estimée				Population estimée		
	Taille de l'échantillon	milliers	%		Taille de l'échantillon	milliers	%
Total	14 143	22 548	100				
Sexe				Statut d'immigrant			
Hommes	6 444	11 024	48,9	Immigrant	2 278	4 877	21,6
Femmes	7 699	11 524	51,1	Né(e) au Canada	11 855	17 647	78,3
				Données manquantes	10	23	0,1
Groupe d'âge				État de santé autodéclaré			
18 à 34 ans	4 081	6 969	30,9	Mauvais/passable	1 613	2 255	10,0
35 à 44 ans	3 117	5 422	24,0	Bon/très bon/excellent	12 530	20 293	90,0
45 à 64 ans	4 096	6 673	29,6	Maladies chroniques			
65 ans et plus	2 849	3 484	15,5	Oui	9 045	13 899	61,6
				Non	5 098	8 649	38,4
État matrimonial				Douleur chronique			
Marié(e)/union de fait	8 208	14 130	62,7	Oui	2 249	3 350	14,9
Jamais marié(e)	3 080	5 098	22,6	Non	11 888	19 189	85,1
Veuf ou veuve/divorcé(e)/séparé(e)	2 855	3 320	14,7	Données manquantes	6	9	0,0
Revenu du ménage				Détresse			
Inférieur	2 289	2 848	12,6	Oui	1 586	2 572	11,4
Moyen	3 777	5 564	24,7	Non	12 557	19 976	88,6
Moyen-supérieur/supérieur	7 201	12 587	55,8	Consultations d'un omnipraticien au cours de l'année précédente			
Données manquantes	876	1 549	6,9	Oui	11 396	17 805	79,0
				Non	2 747	4 743	21,0
Niveau de scolarité				Consultations d'un spécialiste au cours de l'année précédente			
Pas de diplôme d'études secondaires	3 612	5 094	22,6	Oui	3 690	5 950	26,4
Diplôme d'études secondaires ou plus élevé	10 520	17 434	77,3	Non	10 453	16 598	73,6
Données manquantes	11	19	0,1	Attitude face à l'autorité des médecins			
Statut d'emploi				Élevée	2 772	4 478	19,9
Travaille présentement	8 354	14 296	63,4	Intermédiaire	9 831	15 642	69,4
Autre	5 789	8 251	36,6	Faible	1 540	2 428	10,8
Lieu de résidence				Attitude face à l'autotraitement			
Milieu urbain	10 880	18 396	81,6	Élevée	3 770	5 817	25,8
Milieu rural	3 263	4 152	18,4	Intermédiaire	5 925	9 789	43,4
				Faible	4 448	6 942	30,8
Statut d'Autochtone							
Oui	382	498	2,2				
Non	13 761	22 050	97,8				

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé, 1998-1999

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

Issues de la revascularisation et de la crise cardiaque

Helen Johansen, Cyril Nair, Luling Mao et Michael Wolfson

Résumé

Objectif

Le présent article décrit les taux d'intervention de revascularisation et de mortalité chez les personnes hospitalisées à la suite d'un infarctus aigu du myocarde (IAM).

Sources des données

Les données hospitalières proviennent de la Base de données axées sur la personne et celles sur les décès, de la Base canadienne de données sur la mortalité.

Techniques d'analyse

Le couplage des dossiers de sortie des hôpitaux de la Nouvelle-Écosse, de la Saskatchewan, de l'Alberta et de la Colombie-Britannique a permis de repérer les personnes ayant fait un IAM qui avaient été hospitalisées entre le 1^{er} avril 1995 et le 31 mars 1996. De ces malades, ceux qui n'avaient pas été hospitalisés à la suite d'un IAM les 12 mois précédents ont été suivis pendant un an afin de déterminer la proportion d'entre eux qui ont subi une angioplastie coronarienne transluminale percutanée et/ou un pontage aorto-coronarien par greffe. La probabilité de subir une intervention de revascularisation et le risque de décès ont été estimés.

Principaux résultats

Au cours de l'année suivant leur hospitalisation, 25 % des victimes d'un IAM ont subi une intervention de revascularisation. Les taux de revascularisation sont relativement faibles chez les femmes, les personnes très âgées et les personnes souffrant d'autres problèmes de santé. On note une association significative entre l'intervention de revascularisation et la diminution du risque de décès chez les hommes, mais non chez les femmes, ayant fait un IAM.

Mots-clés

Infarctus aigu du myocarde, angioplastie coronarienne transluminale percutanée, pontage aorto-coronarien par greffe, couplage des dossiers médicaux, mortalité.

Auteurs

Helen Johansen (613-722-5570; johahel@statcan.ca), Cyril Nair et Luling Mao travaillent à la Division de la statistique de la santé et Michael Wolfson, en qualité de statisticien en chef adjoint, à Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

La crise cardiaque (infarctus aigu du myocarde ou IAM) est l'une des causes principales d'hospitalisation et de décès au Canada^{1,2}. Elle se manifeste habituellement lorsque le blocage (le plus souvent par un caillot de sang) d'une artère coronaire réduit gravement ou interrompt l'afflux de sang vers une partie du muscle cardiaque. La réduction ou l'interruption de l'irrigation sanguine pendant plus de quelques minutes détruit le tissu cardiaque. La capacité qu'a le cœur de continuer à pomper le sang dépend directement de l'endroit et de l'importance de la lésion tissulaire (infarctus)³. En 1995-1996, l'infarctus aigu du myocarde a causé près de 59 000 hospitalisations et a coûté la vie à 11 % d'hommes et 10 % de femmes.

L'angioplastie coronarienne transluminale percutanée (ACTP) et le pontage aorto-coronarien par greffe (PACG) sont des méthodes de revascularisation utilisées couramment pour améliorer la circulation du sang vers le cœur chez les personnes qui ont une maladie coronarienne. Comme l'intervention chirurgicale pose un plus grand risque chez les malades dont le muscle cardiaque a été endommagé par une crise cardiaque, ces derniers ne sont pas tous de bons candidats aux interventions susmentionnées. Cependant,

Méthodologie

Sources des données

Les données sur la morbidité hospitalière proviennent des fichiers de données sur la morbidité transmis annuellement à Statistique Canada par l'Institut canadien d'information sur la santé. Chaque enregistrement contient des renseignements provenant du dossier d'hospitalisation d'un patient et se rapporte à une sortie de l'hôpital (congé).

Les données sur lesquelles se fonde la présente analyse proviennent de la Base de données axées sur la personne créée par Statistique Canada d'après les fichiers de données sur la morbidité hospitalière susmentionnés. Les données sur la mortalité proviennent de la Base canadienne de données sur la mortalité.

Le Fichier de conversion des codes postaux a été utilisé pour déterminer le secteur de dénombrement au recensement d'après le code postal du lieu de résidence des malades. Les limites des régions socio-sanitaires (établies en 1999) se fondent sur les secteurs de dénombrement.

Techniques d'analyse

Pour repérer les patients ayant fait une crise cardiaque, on a couplé les dossiers de sortie des hôpitaux de la Nouvelle-Écosse, de la Saskatchewan, de l'Alberta et de la Colombie-Britannique en se servant du numéro d'identification du patient. Les patients ayant fait un infarctus aigu du myocarde (IAM) qui sont sortis de l'hôpital entre le 1^{er} avril 1995 et le 31 mars 1996 en Nouvelle-Écosse, en Saskatchewan, en Alberta et en Colombie-Britannique ont été suivis pendant un an afin de déterminer les taux d'intervention de revascularisation et de mortalité (toutes causes confondues). Ces provinces ont été choisies parce qu'elles offrent la possibilité de faire le suivi des patients afin de dénombrer les décès survenus hors de l'hôpital.

Par définition, une personne qui a fait une crise cardiaque est une personne qui a été hospitalisée une ou plusieurs fois durant l'année à la suite d'un infarctus aigu du myocarde (IAM). Le code de diagnostic de l'IAM (code 410) de la *Classification internationale des maladies, neuvième révision* (CIM-9)⁴ a été utilisé pour repérer les malades ayant fait une crise cardiaque. Chacun de ces malades a été suivi pendant un an afin de déterminer s'il a subi une angioplastie coronarienne transluminale percutanée (ACTP) et/ou un pontage aorto-coronarien par greffe (PACG). Les codes de la *Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux* (CCA)⁵ ont quant à eux servi à repérer les cas d'ACTP (48.00 à 48.08 et 51.59) et de PACG (48.11 à 48.19).

Le premier diagnostic primaire d'IAM posé durant l'exercice 1995-1996 constitue l'« événement indice ». Cet indice permet de mesurer le temps écoulé entre la crise cardiaque et

l'intervention de revascularisation sans égard au moment où a été recommandée l'angiographie.

Les calculs se fondent sur les malades qui ont fait un IAM durant l'exercice 1995-1996 et qui n'avaient pas été hospitalisés à la suite d'un IAM l'année précédente. Cette période d'un an est considérée comme une « période d'épuration ». Les malades qui ont fait un IAM l'année précédente et attendaient de subir une intervention de revascularisation au moment où ils ont eu la crise cardiaque qui a causé leur hospitalisation en 1995-1996 ont été exclus, car ils auraient pu, à la suite du deuxième IAM, se voir accorder un rang plus prioritaire sur la liste d'attente, si bien qu'ils auraient pu subir une angioplastie ou un pontage dans un délai assez court. En tout, 12 648 personnes ont été hospitalisées à cause d'un IAM dans les quatre provinces en 1995-1996; de celles-ci, 308 ont été éliminées à cause de la période d'épuration.

Certains malades sont hospitalisés en vue de passer des examens destinés à écarter la possibilité d'une crise cardiaque. Pour réduire le nombre de diagnostics faussement positifs, on a exclu de l'analyse les malades qui ont été hospitalisés parce que l'on soupçonnait un IAM, mais qui sont sortis de l'hôpital en vie dans les deux jours et qui n'ont subi ni une ACTP ni un PACG l'année qui a suivi. En tout, 69 malades ont été exclus pour cette raison, ce qui laissait un total de 12 271 malades pour les besoins de l'étude.

L'intervalle entre la crise cardiaque et l'intervention de revascularisation a été estimé en soustrayant la date de l'hospitalisation à la suite de l'événement indice de la date de la première hospitalisation durant laquelle a été pratiquée une revascularisation et en ajoutant ensuite la moitié de la durée de l'hospitalisation pour cette revascularisation. Cette définition couvre les différences de périodes d'attente en vue de consulter un spécialiste et d'être inscrit sur une liste d'attente pour la revascularisation. Dans le cas où l'intervention a eu lieu lors de la visite indice, l'intervalle entre la crise cardiaque et l'intervention a été considéré comme correspondant à la moitié de la durée du séjour à l'hôpital. Cette coupure arbitraire a été nécessaire parce que les provinces ne déclarent pas toutes la date de chaque intervention chirurgicale.

Pour chacune des quatre provinces, la date des décès survenus à l'hôpital a été déterminée d'après les dossiers de sortie de l'hôpital. Pour repérer les décès survenus en-dehors de l'hôpital, on a couplé les données des certificats de décès à celles des dossiers de sortie des hôpitaux de la Saskatchewan, de l'Alberta et de la Colombie-Britannique en se servant du numéro d'assurance-maladie provincial. Comme ce numéro ne figure pas sur tous les certificats de décès, le couplage a été précisé à l'aide de la date de naissance, du sexe et du code postal. Pour la Nouvelle-Écosse, les données

Méthodologie – fin

sur l'inscription au régime d'assurance-maladie provincial ont servi à déterminer la mortalité chez les personnes ayant fait un IAM.

Le modèle de régression à risques proportionnels de Cox a en outre été utilisé pour corriger les données sur la revascularisation de façon à tenir compte de la comorbidité et de l'âge. L'analyse a été effectuée séparément pour les hommes et pour les femmes. On s'est servi de l'indice de Charlson pour apporter la correction nécessaire afin de tenir compte de la comorbidité (voir *Indice de Charlson*). Dans les modèles, la population des régions socio-sanitaires considérées individuellement était d'au moins 100 000 habitants; les régions moins peuplées ont été incluses dans les catégories « autres » Saskatchewan, « autres » Alberta et « autres » Colombie-Britannique. Dans les modèles de la mortalité, les variables ayant trait à la revascularisation sont des covariables qui dépendent du temps; autrement dit, l'effet de l'intervention de revascularisation sur le décès n'est pris en compte qu'à partir du moment où l'intervention a eu lieu.

Deux modèles (l'un pour la mortalité à trente jours et l'autre pour la mortalité à un an) créés par Institut de recherche en services de santé (IRSS) — modèles fondés sur la méthode de Tu — ont été utilisés pour corriger les taux de mortalité pour les effets de l'âge,

on peut décider de procéder à la revascularisation sur ces malades qui ont fait un IAM et chez lesquels d'autres traitements sont contre-indiqués³.

Fondée sur les données provenant de quatre provinces, à savoir la Nouvelle-Écosse, la Saskatchewan, l'Alberta et la Colombie-Britannique, la présente analyse porte sur les interventions de revascularisation et les décès survenus chez les personnes ayant fait une crise cardiaque au cours de l'année après l'hospitalisation à cause de cette crise cardiaque (voir *Méthodologie* et *Limites*). L'analyse privilégie les provinces susmentionnées car elles offrent la possibilité de dépister, pour les malades visés, les décès survenus hors de l'hôpital. Les taux d'intervention de revascularisation et de mortalité sont présentés selon le sexe, l'âge et la région socio-sanitaire. L'objectif est de déterminer les facteurs associés à la revascularisation puis, en tenant compte de l'effet d'autres facteurs, de déterminer s'il existe un lien entre la revascularisation et la survie.

Les données sur les régions socio-sanitaires sont utilisées pour tenir compte, en partie, de variables

du sexe et de la comorbidité. Pour chaque région socio-sanitaire, le nombre total de décès observés a été divisé par le nombre prévu de décès calculé par totalisation des probabilités de décès données par le modèle. Le ratio de mortalité résultant a ensuite été multiplié par le taux global observé pour la cohorte afin d'obtenir le taux de mortalité corrigé pour le risque pour la région en question. Pour calculer les intervalles de confiance de 95 %, on s'est fondé sur une estimation de la variance produite d'après le modèle logistique. Ces résultats peuvent être interprétés comme représentant le taux de mortalité que l'on enregistrerait dans une région particulière si le groupe de cas observés présentait la même composition moyenne que le groupe de cas observés en Ontario pour la même cohorte de départ que celle utilisée pour développer le modèle (1994-1995 à 1996-1997).

Le modèle de régression à risques proportionnels de Cox, conjugué à l'indice de Charlson, produit des résultats comparables à ceux du modèle de Tu pour la mortalité un an après la crise cardiaque. Comme le modèle de régression permet d'inclure la variable de revascularisation, seuls les résultats de la régression de Cox sont présentés dans l'article.

pour lesquelles aucune donnée ne figure dans les dossiers de sortie de l'hôpital ni dans les fichiers de données sur la mortalité, mais qui pourraient différer selon la région, comme les caractéristiques des médecins, des établissements de soins de santé et des patients.

Hospitalisations

En 1995-1996, 12 271 personnes de 20 ans et plus (8 255 hommes et 4 016 femmes) réparties en Nouvelle-Écosse, en Saskatchewan, en Alberta et en Colombie-Britannique ont été hospitalisées à la suite d'un diagnostic primaire d'infarctus aigu du myocarde et n'avaient subi aucune hospitalisation par suite d'un IAM l'année précédente.

Ces personnes ayant fait un IAM étaient relativement âgées : 62 % d'entre elles avaient 65 ans et plus. Pour chaque groupe d'âge jusqu'à celui des 80 à 84 ans inclusivement, le nombre d'hommes hospitalisés était supérieur au nombre de femmes (graphique 1). Chez les personnes très âgées, le nombre de femmes excédait celui des hommes, sans

doute, en partie, parce que les femmes vivent généralement plus longtemps que les hommes.

Durant l'année qui a suivi la crise cardiaque, 17 % de malades ont subi une angioplastie (ACTP) et 9 %, un pontage (PACG) (voir *Interventions cardiaques*). Dans l'ensemble, 25 % ont subi une intervention de revascularisation, proportion légèrement inférieure à la somme des proportions de personnes chez lesquelles on a pratiqué une ACTP ou un PACG, parce que certains malades (1 %) ont subi les deux interventions (tableau 1)^{6,7}.

Chez la plupart des malades, la revascularisation a eu lieu dans le mois après la crise cardiaque (graphique 2). En fait, une proportion importante d'interventions de revascularisation ont été pratiquées dans les deux semaines qui ont suivi l'IAM. Toutefois, la probabilité (ou la non-probabilité) de subir une intervention de revascularisation n'était pas la même pour tous les malades ayant fait une crise cardiaque.

Tableau 1

Pourcentage de malades hospitalisés entre le 1^{er} avril 1995 et le 31 mars 1996 à la suite d'une crise cardiaque qui ont subi une revascularisation dans l'année, selon le sexe, quatre provinces[†]

	Total	Hommes	Femmes
	%	%	%
Total[‡]	25,2	28,6	18,1
Angioplastie coronarienne transluminale percutanée (ACTP) uniquement	16,1	18,0	12,1
Pontage aorto-coronarien par greffe (PACG) uniquement	8,3	9,7	5,6
ACTP et PACG	0,8	0,9	0,5

Sources des données : Base de données axées sur la personne

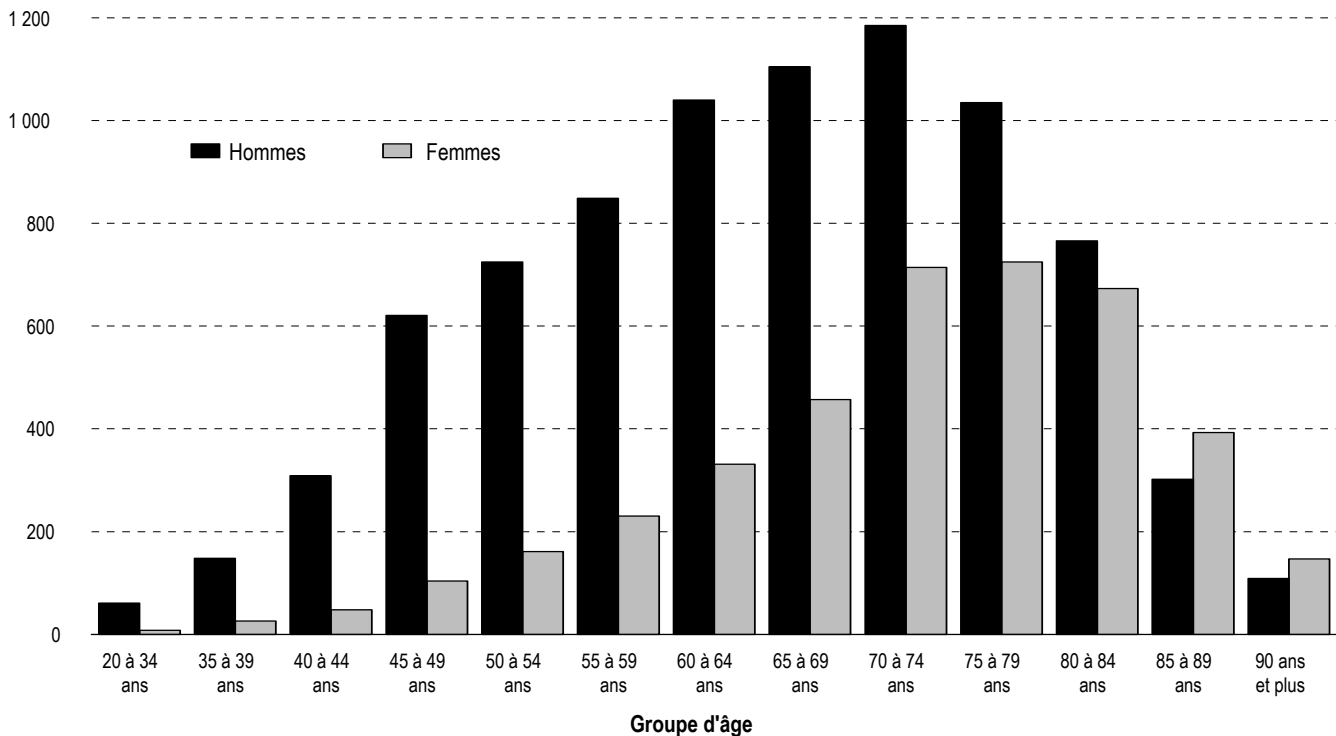
Nota : Les données ayant été arrondies, leur somme pourrait ne pas correspondre aux totaux indiqués.

[†] Nouvelle-Écosse, Saskatchewan, Alberta et Colombie-Britannique.

[‡] Pourrait être inférieur à la somme des ACTP et des PACG, puisque certains malades ont subi les deux interventions.

Graphique 1

Nombre de malades hospitalisés entre le 1^{er} avril 1995 et le 31 mars 1996 à la suite d'une crise cardiaque, selon le groupe d'âge et le sexe, quatre provinces[†]

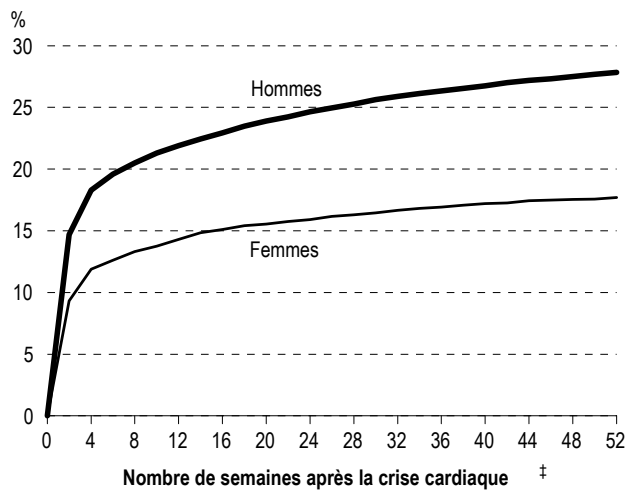


Sources des données : Base de données axées sur la personne

[†] Nouvelle-Écosse, Saskatchewan, Alberta et Colombie-Britannique.

Graphique 2

Taux cumulatif de revascularisation chez les malades hospitalisés entre le 1^{er} avril 1995 et le 31 mars 1996 à la suite d'une crise cardiaque, selon le sexe, quatre provinces†



Sources des données : Base de données axées sur la personne
 † Nouvelle-Écosse, Saskatchewan, Alberta et Colombie-Britannique.
 ‡ Premier diagnostic primaire d'infarctus aigu du myocarde.

Variation des taux de revascularisation

En 1995-1996, pour les quatre provinces étudiées, une plus forte proportion d'hommes que de femmes hospitalisés après une crise cardiaque ont subi une angioplastie ou un pontage. En outre, selon d'autres études, les femmes hospitalisées à la suite d'un IAM sont moins susceptibles que leurs homologues masculins de subir une intervention cardiaque efficace^{8,9}. Une étude réalisée en Ontario indique que les taux d'ACTP et de PACG sont plus faibles chez la femme que chez l'homme¹⁰. En outre, aux États-Unis, les écarts entre les hommes et les femmes persistent, en dépit de l'appariement des données en fonction de l'hôpital d'admission et de la prise en compte de l'effet d'autres facteurs susceptibles d'influer sur les taux d'intervention chirurgicale¹¹. Les taux plus faibles observés pour les femmes pourraient tenir, dans une certaine mesure, à la plus grande espérance de vie de ces dernières. En raison de cette plus grande longévité, la proportion de femmes ayant fait un IAM pourrait être plus forte parmi les groupes d'âge les plus avancés, c'est-à-dire ceux dont les membres sont le moins susceptibles de subir une revascularisation¹²⁻¹⁴.

Tant chez l'homme que chez la femme, les taux d'ACTP les plus élevés s'observent pour les personnes qui font une crise cardiaque dans la quarantaine ou le début de la cinquantaine, et ces taux ont tendance à baisser à mesure que l'âge augmente (graphique 3). Pour la plupart des groupes d'âge, les taux sont plus élevés pour les hommes que pour les femmes.

Le pontage aorto-coronarien par greffe (PACG) est une intervention moins courante que l'angioplastie coronarienne transluminale percutanée chez les malades ayant fait une crise cardiaque. Les

Interventions cardiaques

L'angioplastie coronarienne transluminale percutanée (ACTP) et le pontage aorto-coronarien par greffe (PACG) sont des méthodes de revascularisation qui améliorent la circulation du sang vers le cœur³. Le plus souvent, elles sont utilisées pour traiter la maladie coronarienne, qui résulte de l'accumulation de dépôts graisseux dans les cellules qui tapissent la paroi des artères coronaires et du blocage subséquent de la circulation sanguine.

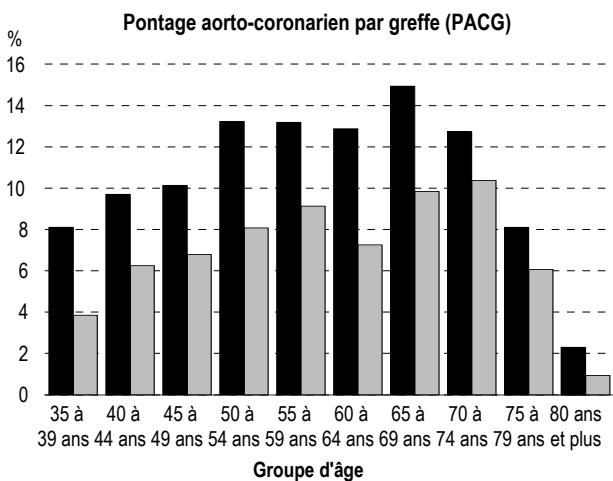
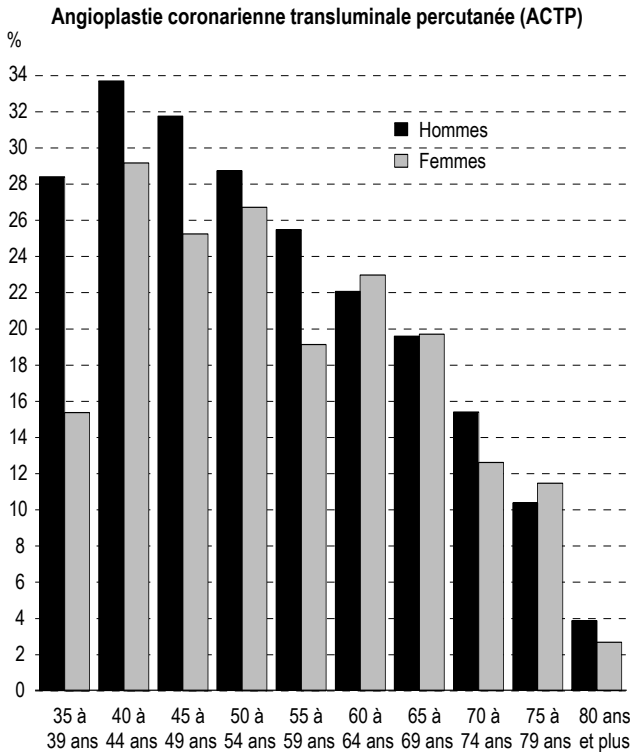
Lors d'une angioplastie, on perce une grosse artère périphérique (ordinairement l'artère fémorale de la jambe) au moyen d'une aiguille, puis on fait pénétrer un fil-guide à travers l'aiguille dans l'appareil artériel, le long de l'aorte jusqu'à l'artère coronaire bouchée. Ensuite, on attache une sonde à ballonnet au fil-guide et on l'introduit dans l'artère coronaire malade jusqu'à la zone obturée. Puis, on gonfle le ballonnet pendant plusieurs secondes, parfois plusieurs fois de suite, afin de réduire l'obstruction. Après l'angioplastie, on insère parfois dans l'artère un tube en mailles, appelé tuteur intravasculaire, pour la maintenir ouverte.

Le pontage aorto-coronarien par greffe consiste à greffer une veine (ordinairement prélevée dans la jambe) ou une artère (ordinairement prélevée sous le sternum) entre l'aorte et l'artère coronaire, donc à court-circuiter la région obturée. Le pontage donne d'excellents résultats chez les personnes qui souffrent d'angine de poitrine ou d'une maladie coronarienne localisée. Il peut améliorer la tolérance à l'effort, atténuer les symptômes et permettre de réduire le nombre de médicaments nécessaires ou leur dose. Les personnes les plus susceptibles de subir un pontage sont celles souffrant d'une angine de poitrine grave que la pharmacothérapie ne soulage pas, mais qui ne sont atteintes d'aucune autre affection qui rendrait l'intervention chirurgicale risquée.

taux de PACG les plus élevés s'observent pour les personnes à la fin de la soixantaine ou au début des soixante-dix ans et, pour chaque groupe d'âge, sont

Graphique 3

Pourcentage de malades hospitalisés entre le 1^{er} avril 1995 et le 31 mars 1996 à la suite d'une crise cardiaque qui ont subi une revascularisation dans l'année, selon l'âge et le sexe, quatre provinces†



Source des données : Base de données axées sur la personne
† Nouvelle-Écosse, Saskatchewan, Alberta et Colombie-Britannique

plus élevés pour les hommes que pour les femmes. Chez l'homme, le taux commence à baisser à partir de 70 ans et chez la femme, à partir de 75 ans.

La proportion de malades ayant fait une crise cardiaque chez lesquels une intervention de revascularisation a été pratiquée dans l'année qui a suivi la crise varie selon les grandes régions socio-sanitaires (plus de 100 000 habitants). Par exemple, en Alberta, elle varie de 19 % à 43 % et, en Colombie-Britannique, de 14 % à 33 % (tableau 2). D'importantes différences entre les régions socio-sanitaires ont également été décrites au Manitoba et en Ontario^{15,16}.

Tableau 2

Pourcentage de malades hospitalisés entre le 1^{er} avril 1995 et le 31 mars 1996 à la suite d'une crise cardiaque qui ont subi une revascularisation dans l'année, selon la région socio-sanitaire, quatre provinces

Région socio-sanitaire	%
Nouvelle-Écosse	
Ouest	17,1
Centre	19,3
Nord	20,1
Est	14,8
Saskatchewan	
Regina	26,8
Saskatoon	26,2
Autres†	19,9
Alberta	
Chinook Regional Health Authority	29,9
Calgary Regional Health Authority	43,1
David Thompson Regional Health Authority	25,2
East Central Regional Health Authority	18,5
Capital Health Authority	33,0
Lakeland Regional Health Authority	24,7
Autres†	26,0
Colombie-Britannique	
North Okanagan	23,4
South Okanagan/Similkameen	23,3
Thompson	14,1
Fraser Valley	21,3
South Fraser Valley	25,3
Simon Fraser	29,6
Central Vancouver Island	29,8
Upper Island/Central Coast	31,3
Northern Interior	25,5
Vancouver	22,5
Burnaby	23,5
North Shore	15,8
Richmond	26,1
Capital	32,8
Autres†	15,6

Source des données : Base de données axées sur la personne
† Comptant moins de 100 000 habitants.

Facteurs liés à la revascularisation

Les femmes hospitalisées à la suite d'une crise cardiaque sont plus susceptibles que les hommes dans la même situation d'être très âgées et risquent de souffrir d'un plus grand nombre de maladies (voir *Indice de Charlson*). Toutefois, même en tenant compte de ces facteurs, les femmes demeurent moins susceptibles que les hommes de subir une intervention de revascularisation, particulièrement un pontage aorto-coronarien (données non présentées).

Si l'on tient compte de l'effet de la comorbidité et de la région socio-sanitaire, la probabilité de subir une intervention de revascularisation diminue lorsque l'âge augmente pour les malades des deux sexes ayant fait un IAM (tableau 3). Chez l'homme, chaque année supplémentaire fait baisser de 2 % la probabilité de subir une revascularisation; chez la femme, la baisse est de 3 %.

Les malades ayant fait une crise cardiaque sont d'autant moins susceptibles de subir une intervention de revascularisation que le nombre de maladies dont ils souffrent est élevé. Pour chaque augmentation d'un point de l'indice de Charlson, la probabilité de subir une revascularisation baisse de 10 % pour les hommes et de 8 % pour les femmes.

Les données sur nombre de variables qui pourraient influencer sur les taux de revascularisation,

Indice de Charlson

Les études qui se fondent sur des données administratives pour examiner les résultats des soins médicaux doivent tenir compte de la gravité de la maladie et de la comorbidité. L'indice de Charlson est une mesure fréquemment utilisée de la comorbidité clinique, conçue pour l'établissement des dossiers médicaux¹⁷⁻²⁰. Pour obtenir la valeur de l'indice pour un patient particulier, on calcule la somme des poids attribuée à chaque état comorbide. Le poids est d'autant plus élevé que l'état est grave (annexe).

Selon l'indice de Charlson¹⁷, dans les quatre provinces, la comorbidité était plus faible chez les hommes que chez les femmes ayant fait une crise cardiaque. En effet, l'indice de Charlson se situait dans la fourchette de 0 à 1 pour 61 % d'hommes mais 50 % de femmes. Par contre, il était au moins égal à 3 pour 25 % de femmes mais 19 % d'hommes.

comme certains facteurs liés aux caractéristiques des hôpitaux et des médecins ou les caractéristiques socioéconomiques des malades, ne figurent pas dans les dossiers de sortie de l'hôpital. Pour tenir compte

Tableau 3
Rapports des probabilités d'une revascularisation dans l'année, hommes et femmes hospitalisés entre le 1^{er} avril 1995 et le 31 mars 1996 à la suite d'une crise cardiaque, quatre provinces

	Hommes		Femmes	
	Rapport des risques	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport des risques	Intervalle de confiance de 95 %
Âge	0,98*	0,97-0,98	0,97*	0,96-0,97
Indice de Charlson	0,90*	0,86-0,94	0,92*	0,86-0,98
Nouvelle-Écosse				
Ouest	0,34*	0,26-0,45	0,38*	0,24-0,60
Cente	0,37*	0,28-0,49	0,42*	0,27-0,65
Nord	0,35*	0,25-0,49	0,58*	0,35-0,95
Est	0,30*	0,22-0,41	0,27*	0,15-0,46
Saskatchewan				
Regina	0,66*	0,52-0,84	0,48*	0,30-0,78
Saskatoon	0,66*	0,50-0,85	0,59*	0,35-0,97
Autres†	0,45*	0,37-0,55	0,49*	0,34-0,71
Alberta				
Chinook Regional Health Authority	0,74*	0,55-0,98	0,74	0,43-1,28
David Thompson Regional Health Authority	0,49*	0,36-0,68	0,63	0,35-1,11
East Central Regional Health Authority	0,49*	0,32-0,75	0,27*	0,10-0,73
Capital Health Authority	0,71*	0,60-0,85	0,86	0,62-1,18
Lakeland Regional Health Authority	0,50*	0,34-0,73	0,60	0,31-1,16
Autres†	0,59*	0,49-0,70	0,68*	0,49-0,95
Colombie-Britannique				
North Okanagan	0,55*	0,38-0,78	0,68	0,39-1,18
South Okanagan/Similkameen	0,60*	0,45-0,78	0,55*	0,33-0,91
Thompson	0,34*	0,22-0,52	0,14*	0,03-0,55
Fraser Valley	0,49*	0,38-0,64	0,51*	0,32-0,83
South Fraser Valley	0,58*	0,47-0,71	0,65*	0,45-0,93
Simon Fraser	0,72*	0,55-0,93	0,71	0,45-1,11
Central Vancouver Island	0,75*	0,59-0,95	0,77	0,50-1,19
Upper Island/Central Coast	0,86	0,62-1,21	0,68	0,36-1,28
Northern Interior	0,41*	0,28-0,61	0,45*	0,22-0,93
Vancouver	0,61*	0,48-0,77	0,55*	0,35-0,87
Burnaby	0,53*	0,37-0,75	0,78	0,46-1,31
North Shore	0,40*	0,28-0,58	0,34*	0,15-0,77
Richmond	0,62*	0,43-0,89	0,54	0,25-1,18
Capital	0,97	0,77-1,21	1,13	0,78-1,64
Autres†	0,41*	0,34-0,51	0,33*	0,21-0,51

Source des données : Base de données axées sur la personne

Nota : Le groupe de référence est la Calgary Regional Health Authority.

† Comptant moins de 100 000 habitants.

* $p < 0,05$.

partiellement de leur effet éventuel, le modèle d'analyse tient compte des régions socio-sanitaires. La région socio-sanitaire de Calgary (Calgary Regional Health Authority ou CRHA), où ont été enregistrés les taux de revascularisation les plus élevés pour les deux sexes, a été choisie comme groupe de référence.

Comparativement aux patients masculins ayant fait une crise cardiaque dans la région socio-sanitaire de Calgary, le rapport des risques d'intervention de revascularisation est significativement plus faible pour les malades masculins de chacune des autres grandes régions socio-sanitaires des quatre provinces, sauf deux régions de la Colombie-Britannique.

Le rapport des risques d'intervention de revascularisation est également significativement plus faible pour les femmes ayant fait une crise cardiaque pour toutes les régions socio-sanitaires de la Nouvelle-Écosse et de la Saskatchewan comparativement à la CRHA. Par contre, en Colombie-Britannique, le rapport n'était significativement plus faible que pour la moitié à peine des 14 régions. Enfin, en Alberta, le rapport des risques n'était significativement plus faible que dans une seule région socio-sanitaire.

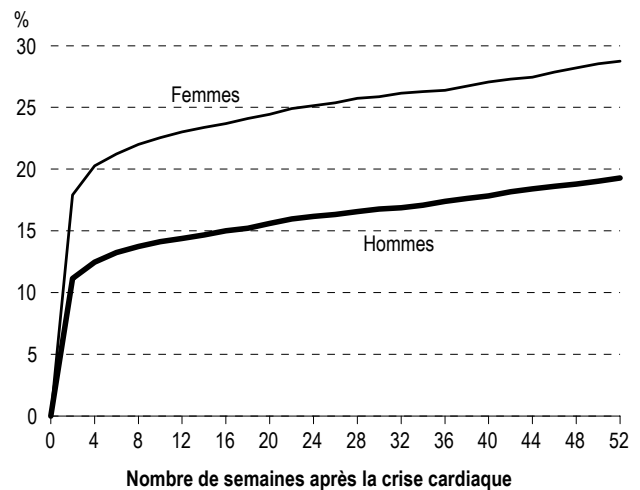
La plupart des décès ont lieu dans les premières semaines

La majorité des personnes hospitalisées après une crise cardiaque survivent et, lorsque l'issue est fatale, le décès survient le plus souvent dans les semaines qui suivent la crise (graphique 4). Ainsi, dans les quatre provinces étudiées, 15 % des personnes ayant fait une crise cardiaque sont décédées dans le mois qui a suivi l'événement. À la fin de la première année, la proportion de décès était passée à 22 % (tableau 4).

Comme il faut s'y attendre, l'issue d'un IAM est moins favorable chez les malades âgés que chez les jeunes. Le taux de mortalité dans le mois suivant la crise était de 31 % pour le groupe des 80 ans et plus, mais d'environ 2 % pour celui des 20 à 44 ans. Après une année, 47 % de malades de 80 ans et plus étaient décédés, comparativement à 3 % de malades de 20 à 44 ans.

Les taux de mortalité sont plus élevés chez la femme que chez l'homme : un an après avoir fait une crise cardiaque, 29 % de femmes étaient décédées comparativement à 19 % d'hommes. Même si l'on tient compte de l'effet de l'âge et de la comorbidité, la probabilité de décès est nettement plus forte pour les femmes que pour les hommes qui ont fait une crise cardiaque (données non présentées).

Graphique 4
Taux cumulatif de mortalité chez les malades hospitalisés entre le 1^{er} avril 1995 et le 31 mars 1996 à la suite d'une crise cardiaque, selon le sexe, quatre provinces†



Source des données : Base de données axées sur la personne † Nouvelle-Écosse, Saskatchewan, Alberta et Colombie-Britannique.

Tableau 4
Pourcentage de malades hospitalisés entre le 1^{er} avril 1995 et le 31 mars 1996 à la suite d'une crise cardiaque et qui sont décédés dans les 30 jours ou dans l'année, selon l'âge et le sexe, quatre provinces†

	Décédés dans les 30 jours			Décédés dans l'année		
	Total	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes
	%			%		
Total	15,2	12,6	20,4	22,4	19,3	28,8
20 à 44	2,2	1,9	3,7	3,0	2,9	3,7
45 à 64	5,9	5,6	7,1	8,5	7,8	11,0
65 à 79	16,6	15,2	19,0	24,2	23,4	25,7
80 et plus	30,9	29,2	32,5	46,7	46,2	47,2

Source des données : Base de données axées sur la personne, Base canadienne de données sur la mortalité

† Nouvelle-Écosse, Saskatchewan, Alberta et Colombie-Britannique.

Variation selon la région

La mortalité à un an chez les personnes ayant fait une crise cardiaque varie considérablement selon la région socio-sanitaire (tableau 5). Dans les grandes régions de l'Alberta, la proportion de personnes décédées dans l'année varie de 15 % à 31 %. En Colombie-Britannique, la fourchette est de 14 % à 29 %, mais la proportion assez élevée observée dans certaines régions pourrait être liée à la politique provinciale d'enregistrement des hospitalisations (voir *Limites*). En Colombie-Britannique, les personnes qui meurent à la salle d'urgence dans les six heures après leur arrivée sont considérées comme des malades hospitalisés.

Tableau 5
Pourcentage de malades hospitalisés entre le 1^{er} avril 1995 et le 31 mars 1996 à la suite d'une crise cardiaque et qui sont décédés dans l'année, selon la région socio-sanitaire, quatre provinces

Région socio-sanitaire	%
Nouvelle-Écosse	
Ouest	21,2
Cente	19,8
Nord	18,3
Est	22,0
Saskatchewan	
Regina	22,8
Saskatoon	24,1
Autres†	23,7
Alberta	
Chinook Regional Health Authority	20,5
Calgary Regional Health Authority	14,7
David Thompson Regional Health Authority	18,7
East Central Regional Health Authority	30,8
Capital Health Authority	18,6
Lakeland Regional Health Authority	21,0
Autres†	18,0
Colombie-Britannique	
North Okanagan	24,4
South Okanagan/Similkameen	27,1
Thompson	28,8
Fraser Valley	22,8
South Fraser Valley	21,0
Simon Fraser	26,0
Central Vancouver Island	23,6
Upper Island/Central Coast	28,8
Northern Interior	13,9
Vancouver	29,4
Burnaby	27,2
North Shore	26,1
Richmond	22,2
Capital	24,9
Autres†	21,2

Source des données : Base de données axées sur la personne, Base canadienne de données sur la mortalité
† Comptant moins de 100 000 habitants.

Les écarts entre les taux de mortalité observés pour les régions socio-sanitaires sont nettement plus faibles en Nouvelle-Écosse, où la proportion varie de 18 % à 22 %, et en Saskatchewan, où elle fluctue entre 23 % et 24 %.

Revascularisation et mortalité

Le taux de mortalité des personnes ayant fait une crise cardiaque chez lesquelles une intervention de revascularisation a été pratiquée est plus faible que celui observé chez les personnes qui n'ont pas subi ce genre d'intervention. À peine plus de 5 % d'hommes chez lesquels une revascularisation a été pratiquée meurent dans l'année; pour ceux n'ayant pas subi l'intervention, la proportion est de 25 %. Chez les femmes ayant fait une crise cardiaque, les chiffres correspondants sont 9 % et 33 %, respectivement. Toutefois, les personnes chez lesquelles on pratique la revascularisation ont tendance à être plus jeunes et en meilleure santé que celles qui ne subissent pas l'intervention. Donc, pour évaluer l'association indépendante de chaque variable avec la mortalité après une crise cardiaque, il faut tenir compte de ces interdépendances. Les résultats ont donc été corrigés pour l'effet de l'âge, de la comorbidité, de la région socio-sanitaire et de l'intervention de revascularisation.

Naturellement, le rapport des risques de décès dans l'année suivant la crise augmente avec l'âge et le nombre d'états comorbides (tableau 6). Chaque année d'âge supplémentaire augmente le risque de décès dans l'année de 7 % chez l'homme et de 6 % chez la femme. Pour l'homme comme pour la femme, une augmentation d'un point de la valeur de l'indice de Charlson est associée à une augmentation de 21 % du risque de décès.

Pour les régions socio-sanitaires pour lesquelles le taux d'intervention de revascularisation est assez élevé, la proportion de personnes ayant fait une crise cardiaque et qui ont été emportées dans l'année tend à être plus faible (graphique 5). Néanmoins, outre le taux d'intervention de revascularisation, d'autres facteurs susceptibles d'avoir un effet sur la mortalité entraînent des différences entre régions socio-sanitaires. Ces facteurs incluent l'âge, le sexe et la comorbidité.

Limites

La période de suivi d'un an est trop courte pour repérer toutes les personnes qui finissent par subir une intervention de revascularisation. Puisque l'analyse se fonde sur une cohorte de cas d'une année, c'est-à-dire 1995-1996, il est impossible de généraliser les résultats au-delà de cette période. En outre, les résultats recueillis pour les quatre provinces ne permettent pas de faire des inférences quant à la situation à l'échelle nationale.

Comme on a exécuté le couplage des enregistrements de la Base de données axées sur la personne séparément pour chaque province, les personnes qui ont été hospitalisées à la suite d'une crise cardiaque dans deux provinces différentes durant le même exercice ont été comptées plus d'une fois²¹. Toutefois, on estime que l'effet global de ce genre d'événement est faible. En fait, comme le numéro provincial d'assurance-maladie ne figure pas systématiquement dans le fichier de données sur la morbidité hospitalière pour les interventions pratiquées à l'extérieur de la province de résidence, il est plus probable qu'une intervention hors province cause un sous-dénombrement du nombre de résidents d'une province donnée qui ont subi une intervention de revascularisation.

Bien que des corrections aient été faites pour tenir compte de la comorbidité, les seules données disponibles sont celles d'une base de données administratives. Par conséquent, on n'a pu tenir compte de facteurs cliniques, comme le siège et la gravité de l'IAM ainsi que la pression artérielle et la fréquence cardiaque au moment de l'hospitalisation. En outre, il se pourrait que certains hôpitaux n'aient pas codé tous les états comorbides dans les dossiers sommaires de sortie de l'hôpital qui sont le fondement de la présente analyse. Toutefois, il est peu probable que ce sous-dénombrement des états comorbides modifie fortement le taux de mortalité corrigé pour le risque calculé pour un hôpital, comme l'a démontré une étude de validation concernant l'IAM réalisée en Californie²².

Une limite importante de l'analyse tient au manque de données sur les facteurs de risque, la gravité de la maladie, la pharmacothérapie et les traitements particuliers, ainsi qu'au manque de renseignements de suivi sur l'état fonctionnel des malades et sur la morbidité.

La Base de données sur la morbidité hospitalière n'inclut pas les personnes qui ont subi une intervention de revascularisation au service de consultations externes. Cependant, d'autres rapports indiquent qu'il s'agit d'un événement rare : 92 % des angioplasties pratiquées aux États-Unis²³ et presque toutes celles pratiquées en

Alberta²⁴ ont eu lieu à l'hôpital lors d'une hospitalisation; en outre, aux États-Unis comme en Alberta, tous les pontages aorto-coronariens ont été pratiqués à l'hôpital.

Les taux de revascularisation présentés ici ne représentent pas de façon tout à fait exacte la portée des interventions de revascularisation pratiquées par les hôpitaux d'une région socio-sanitaire particulière chez des personnes ayant fait une crise cardiaque et ayant été hospitalisées. Les données se fondent sur le code postal du lieu de résidence du malade qui ne coïncide pas nécessairement avec le lieu où se situe l'établissement où a eu lieu l'intervention.

Les régions socio-sanitaires ont été repérées d'après les codes postaux résidentiels fournis par les malades au moment de l'hospitalisation et pourraient contenir des erreurs. Un malade pourrait être incapable de donner son code postal ou n'avoir aucune adresse fixe. Ce genre de cas ne sont pas traités de la même façon par tous les établissements. Certains hôpitaux utilisent le code postal de l'établissement, tandis que d'autres utilisent une valeur particulière.

L'association observée entre la revascularisation et la mortalité pourrait être atténuée du fait que les chiffres de mortalité incluent toutes les causes de décès. Les taux de revascularisation sont faibles chez les personnes ayant fait un IAM qui présentent aussi d'autres problèmes de santé. Cependant, les états comorbides auraient pu augmenter le risque que ces personnes soient emportées par un autre problème de santé que le problème cardiaque durant l'année de suivi.

Sauf pour la Colombie-Britannique, la présente analyse est limitée aux personnes enregistrées à titre de malades hospitalisés et ne représente donc pas tous les décès causés par IAM. En Colombie-Britannique, l'admission à l'hôpital est établie sur présentation, autrement dit, au moment où le malade se présente pour la première fois à l'établissement. Dans cette province, les malades qui meurent à la salle d'urgence (donc qui ne sont pas encore enregistrés à titre de malades hospitalisés, mais qui sont dans l'établissement) dans les six heures peuvent être considérés comme des malades hospitalisés. Cette pratique varie selon l'établissement. La robustesse des modèles a été testée en éliminant les décès survenus après moins d'un jour dans les quatre provinces et en comparant les résultats à ceux présentés ici. Les conclusions tirées des deux analyses sont similaires.

Tableau 6
Rapports des risques de décès dans l'année, hommes et femmes hospitalisés entre le 1^{er} avril 1995 et le 31 mars 1996 à la suite d'une crise cardiaque, quatre provinces

	Hommes		Femmes	
	Rapport des risques	Intervalles de confiance de 95 %	Rapport des risques	Intervalles de confiance de 95 %
Âge	1,07*	1,06-1,07	1,06*	1,05-1,07
Indice de Charlson	1,21*	1,18-1,25	1,21*	1,16-1,27
Revascularisation				
Dans les 0 à 14 jours	0,73*	0,57-0,94	0,87	0,63-1,22
Dans les 15 à 365 jours	0,66*	0,47-0,91	1,05	0,69-1,61
Nouvelle-Écosse				
Ouest	1,25	0,89-1,76	0,93	0,64-1,35
Centre	1,07	0,74-1,54	0,97	0,67-1,41
Nord	1,10	0,71-1,71	0,92	0,58-1,46
Est	1,20	0,84-1,71	1,23	0,85-1,79
Saskatchewan				
Regina	1,51*	1,06-2,16	1,12	0,76-1,65
Saskatoon	1,55*	1,07-2,23	1,12	0,74-1,69
Autres†	1,43*	1,08-1,90	1,18	0,86-1,61
Alberta				
Chinook Regional Health Authority	0,91	0,58-1,43	1,12	0,71-1,77
David Thompson Regional Health Authority	1,34	0,87-2,06	0,83	0,47-1,47
East Central Regional Health Authority	1,81*	1,16-2,82	1,66	0,99-2,79
Capital Health Authority	1,35	0,99-1,82	0,88	0,63-1,24
Lakeland Regional Health Authority	1,24	0,76-2,02	1,01	0,56-1,83
Autres†	1,31	0,98-1,75	0,95	0,68-1,34
Colombie-Britannique				
North Okanagan	1,16	0,73-1,85	1,59*	1,02-2,49
South Okanagan/Similkameen	1,53*	1,07-2,19	1,22	0,83-1,80
Thompson	2,35*	1,56-3,56	1,42	0,82-2,44
Fraser Valley	1,40	0,99-1,99	0,92	0,62-1,37
South Fraser Valley	1,23	0,89-1,70	0,97	0,69-1,37
Simon Fraser	1,87*	1,27-2,74	1,43	0,98-2,08
Central Vancouver Island	1,39	0,99-1,97	1,21	0,80-1,83
Upper Island/Central Coast	2,30*	1,51-3,51	1,21	0,69-2,12
Northern Interior	1,30	0,71-2,40	1,03	0,47-2,25
Vancouver	1,59*	1,16-2,16	1,30	0,93-1,82
Burnaby	1,47	0,97-2,22	1,17	0,75-1,84
North Shore	1,17	0,79-1,72	1,19	0,73-1,94
Richmond	1,05	0,62-1,78	1,21	0,71-2,05
Capital	1,33	0,95-1,86	1,08	0,75-1,54
Autres†	1,67*	1,25-2,23	1,22	0,90-1,67

Source des données : Base de données axées sur la personne

Nota : Le groupe de référence est la Calgary Regional Health Authority.

† Comptant moins de 100 000 habitants.

* $p < 0,05$.

Si l'on tient compte des effets de l'âge et de la comorbidité, ainsi que de l'intervention de revascularisation, chez les hommes ayant fait une crise cardiaque, le rapport des risques de décès dans l'année ne diffère significativement de celui observé pour la région socio-sanitaire de Calgary (CRHA) dans aucune des régions socio-sanitaires de Nouvelle-Écosse, et il n'est significativement plus élevé (d'après un intervalle de confiance de 95 %) que dans une seule région socio-sanitaire de l'Alberta. Cependant, les hommes des régions socio-sanitaires de la Saskatchewan et ceux de cinq régions socio-sanitaires de la Colombie-Britannique qui avaient fait un IAM avaient un plus fort risque de décès dans l'année que leurs homologues de la CRHA. Par contre, chez les femmes ayant fait une crise cardiaque, le risque de décès dans l'année n'était significativement plus élevé que dans une seule grande région socio-sanitaire de la Colombie-Britannique, comparativement à la région socio-sanitaire de Calgary.

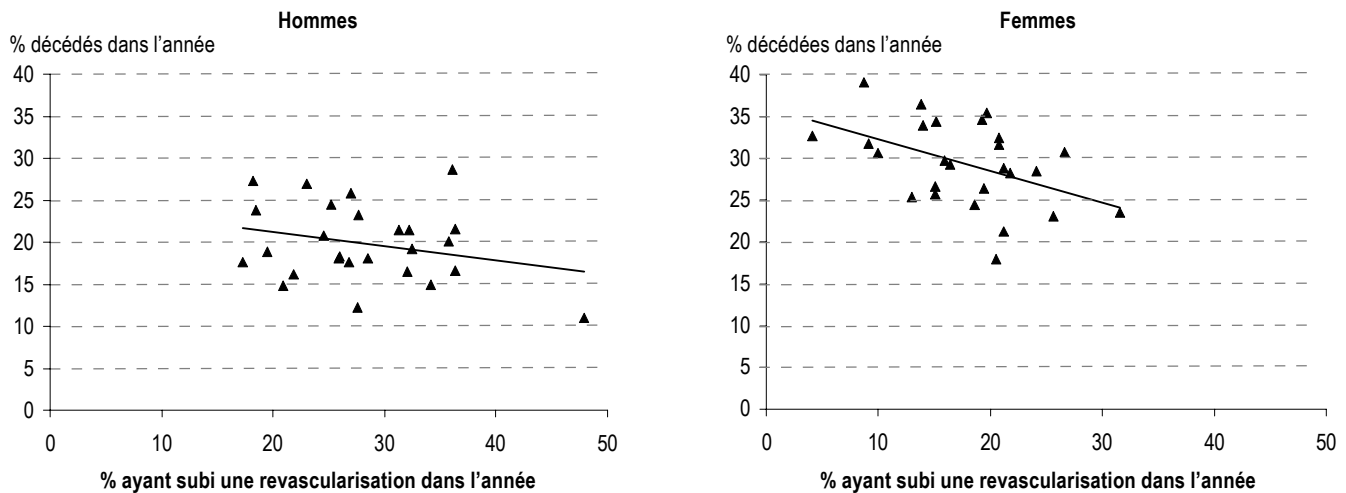
Si l'on tient compte des effets de l'âge, du sexe, de la comorbidité et de la région, le rapport des risques de décès est faible chez les patients masculins qui ont subi une intervention de revascularisation. Le risque de décès était 27 % plus faible chez les hommes qui avaient subi une intervention de revascularisation dans les deux semaines après la crise cardiaque que chez ceux n'ayant pas subi d'intervention. Pour ceux chez lesquels l'intervention de revascularisation a été pratiquée plus tard dans l'année qui a suivi la crise cardiaque, le risque de décès était 34 % plus faible. L'écart entre les deux chiffres pourrait signifier que les malades qui ont subi l'intervention de revascularisation plus tôt étaient des cas plus urgents et, donc, des personnes plus gravement malades dont l'état n'est peut-être pas bien évalué par l'indice de Charlson. Chez les femmes ayant fait une crise cardiaque, ni la revascularisation rapide ni la revascularisation tardive n'est associée au risque de mourir.

Mot de la fin

La revascularisation est une option de traitement importante après une crise cardiaque, mais tous les malades ne sont pas de bons candidats. Avant tout,

Graphique 5

Pourcentage d'hommes et de femmes hospitalisés entre le 1^{er} avril 1995 et le 31 mars 1996 à la suite d'une crise cardiaque et qui sont décédés au cours de l'année suivant la crise, selon le pourcentage de ceux qui ont subi une intervention de revascularisation et la région socio-sanitaire[†], quatre provinces[‡]



Source des données : Base de données axées sur la personne

[†] Comptant 100 000 habitants ou plus.

[‡] Nouvelle-Écosse, Saskatchewan, Alberta et Colombie-Britannique.

il faut tenir compte de la nature du blocage de l'artère coronaire et déterminer s'il se prête au traitement par angioplastie ou par pontage aorto-coronarien par greffe. Ensuite, il faut tenir compte de l'âge du malade et de l'existence d'états comorbides qui contre-indiqueraient une intervention efficace.

En fait, selon la présente analyse, la plupart des personnes qui font un infarctus aigu du myocarde ne subissent pas d'intervention de revascularisation. Un an après la crise, les trois quarts des 12 271 personnes admises à l'hôpital à la suite d'un IAM en 1995-1996 en Nouvelle-Écosse, en Saskatchewan, en Alberta et en Colombie-Britannique n'avaient pas subi de revascularisation. Cette dernière a tendance à être pratiquée moins fréquemment chez les personnes âgées ou présentant d'autres problèmes de santé, et plus fréquemment chez les hommes que chez les femmes.

Une mesure importante de l'efficacité de toute intervention est la durée de la survie du patient. Si l'on tient compte de l'effet de l'âge, de la comorbidité et de la région socio-sanitaire, les hommes qui ont fait une crise cardiaque et ont subi une intervention de revascularisation courent un moins grand risque de mourir que ceux qui n'ont pas subi l'intervention.

Chez la femme, la revascularisation n'est pas associée de façon significative aux chances de survie, résultat qui reflète peut-être le plus petit nombre de femmes dans l'échantillon observé.

Des écarts importants, inexplicables, ont été observés entre les taux d'interventions de revascularisation et de décès calculés pour les grandes régions socio-sanitaires des quatre provinces. Dans une certaine mesure, ces écarts pourraient être liés à des facteurs qui varient selon la région, mais pour lesquels aucun renseignement ne figure dans les fichiers de données sur la morbidité hospitalière ou sur la mortalité. Pour toute intervention chirurgicale, la variation des taux selon la région peut refléter l'importance relative de la discrétion professionnelle quant à la décision d'y recourir, les méthodes diagnostiques utilisées et la façon d'exercer, ainsi que la formation reçue par les médecins, leur expérience et leur conviction quant à l'efficacité de l'intervention. Les politiques, les pratiques et les installations hospitalières peuvent varier d'une région à l'autre, ainsi que la gravité des cas d'infarctus aigu du myocarde. Des variables cliniques telles que le moment de l'arrivée à l'hôpital, l'administration de médicaments préventifs

auxiliaires^{25,26}, les services de réadaptation cardiologique et les soins ambulatoires après la sortie de l'hôpital pourraient aussi varier selon la région²⁷. Les caractéristiques des patients, comme l'usage du tabac et l'obésité, et la réduction subséquente des risques d'exposition pourraient également jouer un rôle. Le statut socioéconomique, l'existence d'un soutien social et le milieu de travail sont des déterminants bien établis de la santé²⁸⁻³⁰ dont on n'a pu examiner directement les effets, mais qui pourraient être liés à la région socio-sanitaire.

Phénomène guère nouveau, la variation des taux de revascularisation selon la province au Canada³¹⁻³⁵ et entre le Canada et les États-Unis³⁶⁻³⁸ a déclenché un débat sur ce qui est considéré comme étant un taux approprié de recours à ces interventions et soulevé des questions au sujet de la durée de l'attente³⁹⁻⁴³.

Il n'existe aucun consensus quant au taux optimal d'intervention de revascularisation après une crise cardiaque. La pratique plus fréquente de la revascularisation aux États-Unis ne fait pas baisser systématiquement les taux de mortalité^{36,37}, mais, selon une étude récente, la qualité de vie des Américains ayant fait une crise cardiaque serait meilleure que celle des Canadiens dans la même situation, peut-être grâce à une conduite plus énergique du traitement fondée sur le recours rapide à l'angiographie coronarienne et à l'ACTP⁴⁴. En outre, d'aucuns ont associé le taux excédentaire significatif de cas d'angine de poitrine liée à une diminution de la qualité de la vie observé pour le Canada au taux plus faible d'interventions chirurgicales pratiquées dans ce dernier pays comparativement aux États-Unis^{37,38}.

Les résultats de la présente analyse laissent entrevoir certaines tendances, mais ne sont pas catégoriques. Comme on l'a mentionné, les données ne contiennent aucun renseignement clinique sur la gravité de l'IAM ni sur d'autres traitements médicaux qui auraient pu être administrés au moment de l'arrivée du malade à l'hôpital. De même, elles n'offrent aucune information sur les établissements de soins et sur les médecins qui, dans ces établissements, décident des traitements, ni aucun renseignement sur les caractéristiques des malades

susceptibles d'influencer ces décisions, de même que la survie à un an. Par conséquent, l'analyse ne permet pas d'établir si les taux de revascularisation observés sont trop faibles ou trop élevés. ●

Remerciements

Les auteurs remercient Eleni Kefalas, Geoff Rowe et Craig Seko de leur aide durant la préparation de cet article.

Références

1. Fondation des maladies du cœur du Canada, *Le nouveau visage des maladies cardiovasculaires et des accidents vasculaires cérébraux au Canada, 2000*, Ottawa, 1999.
2. Fondation des maladies du cœur du Canada, *Les maladies cardio-vasculaires et les accidents vasculaires cérébraux au Canada*, Ottawa, 1995.
3. R. Berkow, M.H. Beers et A.J. Fletcher, *The Merck Manual of Medical Information*, Whitehouse Station, New Jersey, Merck & Co. Inc., 1997.
4. 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.
5. Statistique Canada, *Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux* (n° 82-562F au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, des Sciences et de la Technologie, 1968.
6. W.S. Weintraub, E.L. Jones, J.M. Craver *et al.*, « Frequency of repeat coronary bypass or coronary angioplasty after coronary artery bypass surgery using saphenous venous grafts », *American Journal of Cardiology*, 73(2), 1994, p. 103-112.
7. S.B. King III, N.J. Lembo, W.S. Weintraub *et al.*, « A randomized trial comparing coronary angioplasty with coronary bypass surgery. Emory Angioplasty versus Surgery Trial », *The New England Journal of Medicine*, 331(16), 1994, p. 1044-1050.
8. J.B. Kostis, A.C. Wilson, K. O'Dowd *et al.*, « Sex differences in the management and long-term outcome of acute myocardial infarction. A statewide study. MIDAS Study Group. Myocardial Infarction Data Acquisition System », *Circulation*, 90(4), 1994, p. 1715-1730.
9. F.A. Majeed et D.G. Cook, « Age and sex differences in the management of ischemic heart disease », *Public Health*, 110(1), 1996, p. 7-12.
10. S.B. Jagal, V. Goel et C.D. Naylor, « Sex differences in the use of invasive coronary procedures in Ontario », *Journal canadien de cardiologie*, 10(2), 1994, p. 239-244.

11. W.H. Giles, R.F. Anda, M.L. Casper *et al.*, « Race and sex differences in rates of invasive cardiac procedures in US hospitals. Data from the National Hospital Discharge Survey », *Archives of Internal Medicine*, 155(3), 1995, p. 318-324.
12. R.K. Salley et M.C. Robinson, « Ischemic heart disease in the elderly: The role of coronary angioplasty and coronary artery bypass grafting », *Southern Medical Journal*, 86(10), 1993, p. 2S15-2S22.
13. E.L. Hannan et J. Burke, « Effect of age on mortality in coronary artery bypass surgery in New York, 1991-1992 », *American Heart Journal*, 128(6 Pt 1), 1994, p. 1184-1191.
14. P. McDonald, H. Shortt, C. Sanmartin *et al.*, « Liste d'attente et temps d'attente pour des soins de santé au Canada: plus de gestion! plus d'argent? », Ottawa, Santé Canada, 1998.
15. K. Hartford, L.L. Ross et R. Walld, « Regional variation in angiography, coronary artery bypass surgery, and percutaneous transluminal coronary angioplasty in Manitoba, 1987 to 1992: the funnel effect », *Medical Care*, 36(7), 1998, p. 1022-1032.
16. P.M. Slaughter, W. Young, D.P. DeBoer *et al.*, « Patterns of revascularization », publié sous la direction de C.D. Naylor et P.M. Slaughter *Cardiovascular Health and Services in Ontario: An ICES Atlas*, Toronto, Institut de recherche en services de santé, 1999, p. 165-187.
17. W. D'Hoore, C. Sicotte et C. Tilquin, « Risk adjustment in outcome assessment: the Charlson Comorbidity Index », *Methods of Information in Medicine*, 32, 1993, p. 382-387.
18. J. Librero, S. Peiro et R. Ordinanza, « 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. 171-191.
19. 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.
20. 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.
21. K.F. Burr, B. McKee, L.T. Foster *et al.*, « Les besoins en données interprovinciales pour des indicateurs locaux de la santé : l'expérience de la Colombie-Britannique », *Rapports sur la santé*, 7(2), 1995, p. 19-27 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
22. K.L. Lee, L.H. Woodlief, E.J. Topol *et al.*, « Predictors of 30-day mortality in the era of reperfusion for acute myocardial infarction. Results from an international trial of 41,021 patients », GUSTO I Investigators, *Circulation*, 91, 1995, p. 1659-1668.
23. Centers for Disease Control and Prevention, National Center for Health Statistics, *Ambulatory and Inpatient Procedures in the United States, 1996*, Vital and Health Statistics (Series 13, Number 139), Hyattsville, Maryland, US Department of Health and Human Services, November 1998.
24. Dr. Merrill Knudtson, Private communication, Foothills Hospital, Alberta.
25. « Long-term effects of intravenous thrombolysis in acute myocardial infarction: final report of the GISSI study. Gruppo Italiano per lo Studio della Streptochi-nasinell: Infarto Miocardico (GISSI) », *Lancet*, 2(8564), 1987, p. 871-874.
26. N.P. Wilkes, M.P. Jones, M.F. O'Rourke *et al.*, « Determinants of recurrent ischaemia and revascularisation procedures after thrombolysis with recombinant tissue plasminogen activator in primary coronary occlusion », *International Journal of Cardiology*, 30(1), 1991, p. 69-76.
27. J. Mant et N. Hicks, « Detecting differences in quality of care: The sensitivity of measures of process and outcome in treating acute myocardial infarction », *British Medical Journal*, 311, 1995, p. 793-796.
28. M.G. Marmot, H. Bosma, H. Hemingway *et al.*, « Contribution of job control and other risk factors to social variations in coronary heart disease incidence », *Lancet*, 350(9073), 1997, p. 235-239.
29. H. Hemingway, M. Shipley, P. Macfarlane *et al.*, « Impact of socioeconomic status on coronary mortality in people with symptoms, electrocardiographic abnormalities, both or neither: the original Whitehall study 25-year follow-up », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 54(7), 2000, p. 510-516.
30. M.G. Marmot, M.J. Shipley et G. Rose, « Inequalities in death—specific explanations of a general pattern? », *Lancet*, 1(8384), 1984, p. 1003-1006.
31. H. Johansen, M. Nargundkar, C. Nair *et al.*, « Courir le risque d'avoir une première maladie cardiaque ou une rechute », *Rapports sur la santé*, 9(4), 1998, p. 19-30 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
32. L.L. Roos et S.M. Sharp, « Innovation, centralization, and growth: coronary artery bypass graft surgery in Manitoba », *Medical Care*, 27, 1989, p. 441-452.
33. G.H. Platt, L.W. Svenson et S.E. Woodhead, « Coronary artery bypass grafting in Alberta from 1984 to 1989 », *Journal canadien de cardiologie*, 9, 1993, p. 621-624.
34. A.M. Ugnat et C.D. Naylor, « Regionalized delivery and variable utilization: coronary surgery in Ontario, 1981-1991 », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 151, 1994, p. 575-580.
35. C.D. Naylor et S.B. Jaglal, « Regional revascularization patterns after myocardial infarction in Ontario », *Journal canadien de cardiologie*, 11(8), 1995, p. 670-674.
36. J.L. Rouleau, L.A. Moye, M.A. Pfeffer *et al.*, « A comparison of management patterns after acute myocardial infarction in Canada and the United States », *The New England Journal of Medicine*, 328, 1993, p. 779-784.
37. D.B. Mark, C.D. Naylor, M.A. Hlatky *et al.*, « Use of medical resources and quality of life after acute myocardial infarction in Canada and the United States », *The New England Journal of Medicine*, 331, 1994, p. 130-135.
38. J.V. Tu, C.L. Pashos, C.D. Naylor *et al.*, « Use of cardiac procedures and outcomes in elderly patients with myocardial infarction in the United States and Canada », *The New England Journal of Medicine*, 336(21), 1997, p. 1500-1505.
39. C.D. Naylor, K. Sykora et S. Jefferson, « Steering Committee of the Adult Cardiac Care Network of Ontario. Waiting for coronary artery bypass surgery: population-based study of 8,517 consecutive patients in Ontario, Canada », *Lancet*, 346, 1995, p. 1605-1659.

40. J.E. Hux et C.D. Naylor, « Are the marginal returns of coronary artery surgery smaller in high-rate areas? The Steering Committee of the Provincial Adult Cardiac Care Network of Ontario », *Lancet*, 348, 1996, p. 1202-1207.
41. M.J. Underwood, R.K. Firmin et D. Jehu, « Aspects of psychological and social morbidity in patients awaiting coronary artery bypass grafting », *British Heart Journal*, 69(5), 1993, p. 382-384.
42. R. Mulgan et R.L. Logan, « The coronary bypass waiting list: a social evaluation », *New Zealand Medical Journal*, 103(895), 1990, p. 371-372.
43. M. Doogue, C. Brett et J.M. Elliott, « Life and death on the waiting list for coronary bypass surgery », *New Zealand Medical Journal*, 110(1037), 1997, p. 26-30.
44. A. Langer, M. Fisher, R.M. Califf *et al.*, « Higher rates of coronary angiography and revascularization following myocardial infarction may be associated with greater survival in the United States than in Canada, The CARS Investigators », *Journal canadien de cardiologie*, 15(10), 1999, p. 1095-1102.

Annexe

Définition utilisée pour l'Indice de Charlson

Poids	Affection	Code de la CIM-9
1	Infarctus du myocarde	410, 411
	Insuffisance cardiaque globale	398, 402, 428
	Maladie vasculaire périphérique	440-447
	Démence	290, 291, 294
	Maladie vasculaire cérébrale	430-433, 435
	Maladie pulmonaire chronique	491-493
	Maladie du tissu conjonctif	710, 714, 725
	Maladie ulcéreuse	531-534
2	Maldie hépatique bénigne	571, 573
	Hémiplégie	342, 434, 436, 437
	Maladie rénale moyennement grave ou grave	403, 404, 580-586
	Diabète	250
	Toute tumeur	140-195
	Leucémie	204-208
	Lymphome	200, 202, 203
3	Maladie hépatique moyennement grave ou grave	570, 572
	Tumeur solide métastatique	196-199



Données disponibles

Aperçu des données sur la santé
produites récemment par
Statistique Canada

Naissances, 1999

La proportion de mères âgées de 30 ans et plus lors d'une première naissance a plus que doublé entre 1983 et 1999, celle-ci étant passée de 14 % à 32 %. La situation était comparable pour les pères des enfants des mères ayant accouché pour la première fois. En 1983, les hommes de 30 ans et plus avaient engendré 32 % des enfants des mères ayant accouché pour la première fois. En 1999, cette proportion se situait à 51 %.

Au total, 337 249 bébés sont nés en 1999, ce qui représente une baisse de 1,5 % par rapport à 1998. Le nombre de naissances vivantes est en régression depuis neuf ans, mais le recul de 1999 a été nettement inférieur à la baisse record de 4,8 % enregistrée en 1997. Le nombre de naissances vivantes a régressé dans toutes les provinces et tous les territoires, sauf à Terre-Neuve, à l'Île-du-Prince-Édouard et en Alberta.

Le taux de fécondité, qui est une estimation du nombre moyen d'enfants auxquels les femmes donneront naissance pendant leur vie, a poursuivi son repli de neuf ans, pour tomber à un nouveau creux en 1999 de 1 528 naissances pour 1 000 femmes de 15 à 49 ans.

Les jumeaux, les triplés et les autres bébés de naissances multiples ont représenté 2,7 % du total des naissances en 1999. Depuis 1979, le nombre de bébés de naissances multiples a augmenté de 35 %, tandis que le nombre total de naissances a fléchi de près de 8 %. Ces dernières années, la tendance s'est accentuée. De 1993 à 1999, le nombre de bébés issus de naissances multiples s'est accru de 12,5 %, tandis que le nombre total de naissances a reculé de 13,2 %. En 1999, plus de la moitié des bébés de naissances multiples (55 %) sont nés d'une mère de 30 ans et plus.

Les bébés de naissances multiples sont beaucoup plus souvent prématurés, c'est-à-dire nés avant 37 semaines complètes de gestation, que les bébés uniques. En 1999, 53 % des bébés de naissances multiples étaient prématurés, comparativement à 7 % des bébés uniques.

La proportion des bébés de faible poids à la naissance (moins de 2 500 grammes) a continué de fléchir en 1999, passant à 5,6 % de l'ensemble des

naissances vivantes. Si on exclut les bébés de naissances multiples, seulement 4,4 % des enfants nés en 1999 auraient été de faible poids à la naissance.

Pour plus de renseignements ou pour obtenir des totalisations spéciales, communiquez avec la Sous-section des services personnalisés à la clientèle au (613) 951-1746. Pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes et la qualité des données, communiquez avec Patricia Tully au (613) 951-1759 ou avec Leslie Geran au (613) 951-5243, Division de la statistique de la santé.

Mariages, 1998

En 1998 au Canada, l'âge moyen des époux et des épouses lors du mariage se situait au-delà de 30 ans. L'âge moyen des femmes au mariage, incluant celles qui se sont mariées pour la première fois ainsi que celles remariées après un divorce ou qui étaient veuves, était de 31,1 ans en 1998, en hausse comparativement à 28,6 ans en 1988. L'âge moyen des hommes était de 33,7 ans en 1998, comparativement à 31,2 ans dix ans auparavant. Les hommes et les femmes étaient aussi plus âgés lorsqu'il s'agissait d'un premier mariage. L'âge moyen des femmes au premier mariage en 1998 était de 27,6 ans, comparativement à 25,5 en 1988, tandis que les hommes étaient, en moyenne, âgés de 29,6 ans, comparativement à 27,6 ans en 1988.

Au total, 152 821 couples se sont mariés en 1998, c'est-à-dire pratiquement le même nombre qu'en 1997. Le taux brut de nuptialité au Canada était de 5,1 pour 1 000 habitants en 1998. Le plus récent sommet (7,0) a été atteint en 1988 et en 1989, les modifications de la *Loi sur le divorce* ayant entraîné un nombre accru de remariages. Les taux de nuptialité les plus élevés en 1998 ont été observés à l'Île-du-Prince-Édouard (6,4 pour 1 000 habitants) et en Alberta (6,1). Le Québec, qui a connu le taux de nuptialité le moins élevé (3,1) en 1998, a enregistré également la plus forte baisse du nombre de cérémonies de mariage de 1997 à 1998 (-4,2 %). La diminution du nombre de mariages, surtout au Québec, s'explique peut-être en partie par la popularité des unions libres.

En 1998, trois nouvelles mariées sur quatre se mariaient pour la première fois. Cette proportion

était la même chez les hommes. Un cinquième (22 %) des époux et des épouses s'étaient remariés après un divorce, tandis que 3 % des hommes et des femmes étaient veufs ou veuves avant leur mariage. En moyenne, la différence d'âge était de 5,2 ans lorsque l'homme était le partenaire le plus âgé et de 3,7 ans lorsqu'il s'agissait de la femme.

La publication *Mariages, tableaux standards, 1998* (84F0212XPB, 20 \$) est maintenant en vente. Pour commander ce produit ou des totalisations spéciales, communiquez avec la Sous-section des services personnalisés à la clientèle au (613) 951-1746, Division de la statistique de la santé. Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes et la qualité des données, communiquez avec Ghislaine Villeneuve au (613) 951-1641, Division de la statistique de la santé. ●

An abstract graphic design on the left side of the page. It features stylized human figures in white and light gray against a dark gray background. One figure at the top has a face with rectangular features. Below it, another figure is partially visible. At the bottom, a large gear is integrated into the design, with a white, stylized figure or shape overlapping it. The overall style is modern and geometric.

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



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

Division du marketing, ventes et services
 Statistique Canada
 Ottawa (Ontario)
 K1A 0T6
 Téléphone : (613) 951-7277
 Ailleurs au Canada, sans frais : 1 800 267-6677
 Télécopieur : (613) 951-1584

Ou visiter notre site Web : www.statcan.ca

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix (\$CAN) ^{†‡}
Rapports sur la santé · par année · l'exemplaire	82-003-XPF	Papier	58 \$ 20 \$
· par année · l'exemplaire	82-003-XIF	Internet	44 \$ 15 \$
Indicateurs de la santé, publication électronique	82-221-XIF	Internet	Gratuit
Aperçu des statistiques sur la santé <i>Remplacé par Indicateurs de la santé, publication électronique</i>	82F0075XCB	CD-ROM	100 \$
Régions socio-sanitaires en l'an 2000 – Limites, renseignements géographiques et estimations démographiques	82F0082XCB	CD-ROM	60 \$
Guide de la statistique sur la santé <i>(Ce guide est un outil qui vous permet d'accéder rapidement à de l'information reliée à la santé dans le site Web de Statistique Canada. Il peut n'être utilisé qu'en ligne dans le format html et ne peut être téléchargé.)</i>	82-573-GIF	Internet	Gratuit
Rapport statistique sur la santé de la population canadienne	82-570-XIF	Internet	Gratuit
Rapport sur la prévalence de l'usage de la cigarette au Canada, de 1985 à 1999	82F0077XIF	Internet	Gratuit
Les soins de santé au Canada 2000 : Un premier rapport annuel	82-222-XIF (aussi au : http://www.cihi.ca)	Internet	Gratuit
Cancer			
L'incidence du cancer au Canada <i>(De 1994 à 1998, ces données sont disponibles en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle)</i>			
La filière du cancer, bulletin des registres du cancer au Canada	82F0081XIB	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 \$

[†] 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 nationale sur la santé de la population, 1996-1997 – établissements de soins de santé	82M0010GPF	Papier	50 \$
Renseignements sur l'Enquête nationale sur la santé de la population	82F0068XIF	Internet	Gratuit
Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes			
Le suivi santé de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes*	82-004-XIF	Internet	Gratuit
Espérance de vie			
Tables de mortalité, Canada, provinces et territoires, 1995-1997*	84-537-XIF	Internet	15 \$
Tables de mortalité, Canada et provinces, 1990-1992	84-537-XPB	Papier	40 \$
	84-537-XDB	Disquette	40 \$
Établissements de soins			
Établissements de soins pour bénéficiaires internes, 1997-1998 (Ces données sont disponibles sous forme de totalisations spéciales en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle.)			
État civil			
Tableaux normalisés			
La Division de la statistique de la santé prépare les tableaux normalisés suivants, à partir de l'année de référence 1996.			
Sommaire général des statistiques de l'état civil	84F0001XPB	Papier	20 \$
Causes de décès	84F0208XPB	Papier	20 \$
Mortalité, liste sommaire des causes	84F0209XPB	Papier	20 \$
Mortalité, liste sommaire des causes, 1997	84F0209XIB	Internet	Gratuit
Naissances	84F0210XPB	Papier	20 \$
Décès	84F0211XPB	Papier	20 \$
Mariages	84F0212XPB	Papier	20 \$
Divorces	84F0213XPB	Papier	20 \$
Causes principales de décès	84F0503XPB	Papier	20 \$
(Ces tableaux normalisés peuvent être commandés en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle.)			
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+)	82F0086XDB	Disquette	Gratuit
(Pour obtenir le FCCP+, les clients doivent d'abord acheter le FCCP.)			
Renseignements historiques			
Recueil de statistiques de l'état civil, 1996	84-214-XPB	Papier	45 \$
	84-214-XIF	Internet	33 \$
Hospitalisation			
Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux	82-562-XPB	Papier	40 \$

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

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

* À venir.

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix (\$CAN)†‡
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 \$
Personnel infirmier			
Données sur les infirmiers(ères) autorisés(ées) à l'intention de la direction, 1998, tableau normalisé <i>(Ce tableau normalisé peut être commandé en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle.)</i>	83F0005-XPB	Papier	25 \$



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

Fichiers de microdonnées à grande diffusion de l'Enquête nationale sur la santé de la population

		Numéro du produit	Version	Prix (\$CAN) ^{†‡}
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 de 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.



Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC)

Statistique Canada est en train de mener une nouvelle enquête, appelée Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), dont la mise en œuvre a été proposée pour produire, sur une base régulière, des estimations transversales à jour des déterminants de la santé, de l'état de santé et de l'utilisation des services de santé pour 132 régions socio-sanitaires réparties à travers le Canada.

Pour plus de renseignements, veuillez visiter notre site Web au <http://www.statcan.ca>, sous « Méthodes statistiques » et « Nouvelles enquêtes ».

Questionnaires de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP)

- Ménages
- Institutions
- Nord

Les questionnaires de l'ENSP peuvent être téléchargés du site Web de Statistique Canada au <http://www.statcan.ca>, sous « Méthodes statistiques », ensuite « Questionnaire » et « Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) ».

Le Canada en statistiques

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

Pour plus de renseignements, veuillez visiter notre site Web au <http://www.statcan.ca>, sous « Le Canada en statistiques », et « Santé ».

Centres de données de recherche statistique

Statistique Canada, en collaboration avec le Conseil de recherches en sciences humaines (CRSH), a lancé une initiative qui permettra d'améliorer la capacité de recherche sociale du pays, d'appuyer la recherche en vue de l'élaboration de politiques et de fournir des aperçus sur d'importants enjeux pour le public canadien. L'initiative prévoit la création de neuf centres de données de recherche situés à la McMaster University à Hamilton, à l'Université de Montréal, à la Dalhousie University et aux universités de Toronto, de Waterloo, de Calgary, de l'Alberta, du Nouveau-Brunswick (Fredericton) et de la Colombie-Britannique. Les chercheurs potentiels qui souhaitent travailler à partir des données des enquêtes doivent soumettre des propositions de projet à un comité de décision fonctionnant sous les auspices du CRSH et de Statistique Canada. L'approbation des propositions sera basée sur le mérite du projet de recherche et sur le besoin d'accéder à des données détaillées. Les centres et les projets de recherche seront évalués périodiquement afin d'estimer les normes de sécurité et le succès des analyses découlant des projets. Les chercheurs effectueront le travail aux termes de la *Loi sur la statistique*, tout comme le ferait un employé de Statistique Canada. Cela signifie que les centres seront protégés au moyen d'un système d'accès sécuritaire, que les ordinateurs contenant des données ne seront pas reliés à des réseaux externes, que les chercheurs devront prêter le serment de garder confidentiels tous renseignements pouvant identifier une personne et que les résultats de leurs recherches seront publiés par Statistique Canada. Pour plus de renseignements, communiquez avec Garnett Picot au (613) 951-8214, Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail.