



N° 82-003-XIF au catalogue

# Rapports sur la santé

Vol. 14, n° 1

- Consommation d'alcool et maladie cardiaque
- Remplacement de la hanche et du genou
- Hôpitaux de l'Ontario



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.

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

## 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 :

	<b>Exemplaire</b>	<b>Abonnement annuel</b>
<b>États-Unis</b>	6 \$ CA	24 \$ CA
<b>Autres pays</b>	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](http://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 14, numéro 1

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.

Octobre 2002

N° 82-003-XPF au catalogue, vol. 14, n° 1  
ISSN 1492-7128

N° 82-003-XIF au catalogue, vol. 14, n° 1  
ISSN 1209-1375

Périodicité : trimestrielle

Ottawa

---

### Note de reconnaissance

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

## **SIGNES CONVENTIONNELS**

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

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

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



## Au sujet de Rapports sur la santé

**Rédactrice en chef**  
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  
Geoff Rowe  
Eugene Vayda

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

*Rapports sur la santé* 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<sup>e</sup> étage, immeuble R.-H.-Coats, Ottawa, Ontario, Canada, K1A 0T6. Téléphone : (613) 951-7025. Courrier électronique : [healthreports@statcan.ca](mailto: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.

## **Version électronique**

*Rapports sur la santé* est une publication offerte aussi sous forme électronique, fichiers PDF. Il est possible de commander des numéros à l'unité, en utilisant une carte Visa ou MasterCard, à partir du site Web de Statistique Canada, de les télécharger et de les consulter avec l'aide d'Adobe Acrobat Reader. Pour commander un numéro récent de *Rapports sur la santé*, visitez notre site à l'adresse [www.statcan.ca](http://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**

Consommation modérée d'alcool et maladie cardiaque ..... 9

*La cote exprimant le risque d'un diagnostic de maladie cardiaque ou de décès par maladie cardiaque entre 1994-1995 et 1998-1999 était significativement plus faible pour les femmes ayant déclaré une consommation modérée d'alcool – de deux à neuf verres au cours de la semaine qui a précédé l'enquête – que pour celles qui ont dit n'avoir jamais bu d'alcool de leur vie. Chez les hommes, aucun lien pouvant témoigner d'un tel effet de protection n'a toutefois été observé au cours de la même période.*

Kathryn Wilkins

Hôpitaux de l'Ontario – fusions, séjours abrégés et réhospitalisations ..... 29

*Les caractéristiques de l'hôpital pouvant témoigner d'une restructuration – fusion administrative récente ou diminution de la durée moyenne de séjour – ne se sont pas révélées être associées à la réhospitalisation de patients ayant fait une pneumonie ou un infarctus aigu du myocarde dans les 30 jours suivant leur congé. Les patients qui avaient été hospitalisés à au moins deux reprises au cours de l'année précédente pour des problèmes de santé connexes étaient plus susceptibles que les autres d'être réhospitalisés.*

Claudio E. Pérez

Arthroplastie de la hanche et du genou ..... 43

*De 1981-1982 à 1998-1999, tant le nombre que le taux d'arthroplasties totales de la hanche et du genou ont augmenté de façon considérable chez les personnes âgées, mais la durée de l'hospitalisation a diminué pour chaque intervention. L'augmentation de telles interventions chirurgicales a été observée chez les hommes comme chez les femmes et chez les personnes âgées de tous âges, mais les taux sont systématiquement plus élevés chez les femmes.*

Wayne J. Millar



**Données disponibles**

Enquête sur l'accès aux services de santé, 2000-2001 ..... 61  
Indicateurs de la santé, 2002(1) ..... 61  
Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : premier coup  
d'œil, 2000-2001 ..... 62  
Décès, 1999 ..... 63  
Mortinaissances, 1999 ..... 63  
Enquête nationale sur la santé de la population, 2000-2001 ..... 64

**Pour commander les publications**

..... 67

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



The graphic features a dark background with white and light gray stylized elements. At the top left, a stylized human head is shown in profile, with a vertical line representing the nose and two small squares for eyes. Below this, a large, thick white line forms a curved shape, possibly representing a neck or a stylized letter. In the lower half, a large, stylized white letter 'e' is prominent, set against a background of a gear-like pattern. The overall aesthetic is modern and minimalist.

# Travaux de recherche

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

# C

## onsommation modérée d'alcool et maladie cardiaque

*Kathryn Wilkins*

### Résumé

#### Objectifs

Le présent article vise à décrire le lien entre les habitudes de consommation d'alcool et un diagnostic subséquent de maladie cardiaque ou un décès des suites d'une telle maladie.

#### Sources des données

L'analyse se fonde sur les données longitudinales provenant des trois premiers cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) réalisés par Statistique Canada en 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999. Les données ont été recueillies auprès d'un échantillon de 3 379 femmes et 2 635 hommes faisant partie de la population à domicile qui, en 1994-1995, avaient 40 ans et plus et qui ont déclaré ne jamais avoir reçu de diagnostic de maladie cardiaque. Le cas échéant, la cause du décès a été établie d'après des renseignements extraits de la Base canadienne de données sur la mortalité.

#### Techniques d'analyse

Les données descriptives ont été produites d'après les fréquences bivariées. La régression logistique multiple a permis d'étudier l'association entre le niveau de consommation d'alcool déclaré en 1994-1995 et le diagnostic subséquent d'une maladie cardiaque ou le décès subséquent par maladie cardiaque.

#### Principaux résultats

La cote exprimant le risque d'un diagnostic de maladie cardiaque ou de décès par maladie cardiaque entre 1994-1995 et 1998-1999 était significativement plus faible pour les femmes ayant déclaré une consommation modérée d'alcool — de deux à neuf verres au cours de la semaine qui a précédé l'enquête — que pour celles qui ont dit n'avoir jamais bu d'alcool de leur vie. Chez les hommes, aucun lien n'a été observé entre la consommation d'alcool et la manifestation subséquente d'une maladie cardiaque.

#### Mots-clés

Facteurs de risque, études longitudinales, enquêtes sur la santé.

#### Auteur

Kathryn Wilkins (613-951-1769; kathryn.wilkins@statcan.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé à Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

De nombreuses études prospectives montrent que la consommation modérée d'alcool offre une forme de protection contre la cardiopathie ischémique<sup>1-7</sup>. Les travaux de recherche donnent à penser que l'association entre la consommation d'alcool et la maladie cardiaque est caractérisée par une courbe en U. Autrement dit, les personnes qui consomment jusqu'à deux à trois verres d'alcool par jour ont un taux de maladies cardiaques plus faible que celles qui ne boivent pas, tandis que les personnes qui boivent plus de quatre à six verres d'alcool par jour courent un plus grand risque d'avoir une maladie cardiaque que celles qui ne boivent pas. Les mécanismes biologiques qui entrent en jeu ne sont pas entièrement compris, mais on pense que l'alcool a un effet favorable sur la production de lipides et qu'il prévient la formation de caillots artériels<sup>2,8-10</sup>.

Le lien entre la consommation d'alcool et la morbidité ou la mortalité a fait l'objet de maintes études dans plusieurs pays européens, aux États-Unis et dans certains pays asiatiques. Cependant, l'analyse des données canadiennes à ce sujet reste assez limitée<sup>11</sup>. L'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), réalisée auprès d'un

## Méthodologie

### Sources des données

Le présent article se fonde sur les données longitudinales provenant des trois premiers cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), réalisés de 1994-1995 à 1998-1999. Les causes de décès ont été établies d'après des renseignements extraits de la Base canadienne de données sur la mortalité.

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 résidents des établissements de santé des provinces et des territoires, sauf les personnes qui vivent dans les réserves indiennes, les bases des Forces canadiennes et certaines régions éloignées. L'ENSP comprend une composante transversale et une composante longitudinale. Les personnes qui font partie du panel longitudinal seront suivies pendant une période allant jusqu'à 20 ans.

Les données de l'ENSP sont classées dans deux fichiers. Le Fichier général regroupe les renseignements généraux sur les caractéristiques sociodémographiques et sur la santé de tous les membres des ménages participants. Le Fichier santé regroupe les renseignements détaillés sur la santé recueillis, pour chaque ménage, auprès d'un membre de celui-ci sélectionné au hasard, ainsi que les données du Fichier général sur ces personnes sélectionnées au hasard.

Dans chaque ménage formant la composante longitudinale, la personne qui a fourni des renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé en 1996-1997 et en 1998-1999 est celle qui a été sélectionnée au hasard à l'occasion du premier cycle (1994-1995) et, en général, celle qui a fourni des renseignements sur tous les membres du ménage pour le Fichier général au moment des deuxième et troisième cycles, si elle était considérée comme suffisamment bien informée pour le faire.

L'échantillon de 1994-1995 de la composante des ménages couvrant les 10 provinces comptait 27 263 ménages, dont 88,7 % ont accepté de participer à l'enquête. Après l'application d'un tri de sélection pour s'assurer que l'échantillon soit représentatif<sup>12</sup>, 20 725 ménages faisaient encore partie du champ d'observation. Dans 18 342 de ces ménages, la personne sélectionnée au hasard avait 12 ans et plus. Parmi ces personnes, 17 626 ont répondu au questionnaire détaillé sur la santé, ce qui représente un taux de réponse de 96,1 %. De ces 17 626 personnes sélectionnées au hasard, 17 276 remplissaient les conditions pour être interviewées de nouveau en 1996-1997 et 16 677 étaient encore en vie en 1998-1999. En 1996-1997, le taux de réponse pour le panel longitudinal était de 93,6 % et, en 1998-1999, le taux de réponse, fondé sur la totalité du panel, était de 88,9 %. Donc, 16 168 personnes ont participé au cycle de 1996-1997 et on dispose

de renseignements complets (c'est-à-dire, renseignements généraux et renseignements détaillés sur la santé lors des deux premiers cycles de l'enquête, ou décès, ou placement en établissement) sur 15,670 d'entre eux. Le nombre correspondant pour 1998-1999 est de 14 619 personnes.

Des renseignements plus détaillés sur le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview de l'ENSP figurent dans des rapports déjà publiés au sujet de l'enquête<sup>12,13</sup>.

### Techniques d'analyse

Pour établir la cause du décès, on a couplé les enregistrements de l'ENSP concernant les personnes déclarées décédées à ceux de la Base canadienne de données sur la mortalité tenue à jour par Statistique Canada. Le couplage a été exécuté par Statistique Canada à l'aide de codes informatiques personnalisés en vue d'apparier les enregistrements d'après des identificateurs personnels. Tous les enregistrements appariés de cette façon, ainsi que ceux qui n'ont pu l'être par l'ordinateur parce que les renseignements qu'ils contenaient ne concordaient pas, ont été examinés manuellement. Les personnes déclarées décédées dont l'enregistrement de l'ENSP n'a pu être couplé à un enregistrement de la Base canadienne de données sur la mortalité ont été exclues de l'analyse.

L'analyse a été limitée aux personnes qui étaient âgées de 40 ans et plus en 1994-1995 et qui n'avaient jamais reçu de diagnostic de maladie cardiaque; l'échantillon comptait ainsi 6 819 personnes. Ont été exclues de l'échantillon initial de 6 819 personnes celles qui ont déclaré en 1994-1995 qu'on avait diagnostiqué chez elles une maladie cardiaque (n = 620) ou qui ne savaient pas si on avait posé un tel diagnostic (n = 7), les femmes enceintes (n = 16), parce que la consommation d'alcool durant la grossesse pourrait être moindre qu'à l'ordinaire, les personnes pour lesquelles des données sur le diagnostic d'une maladie cardiaque n'avaient pas été obtenues lors du deuxième ou du troisième cycle (n = 3) et les personnes décédées pour lesquelles on ne disposait pas de renseignements sur la cause du décès (n = 159). L'échantillon résultant, dont l'effectif est de 6 014 personnes, comprend 3 379 femmes (tableau A en annexe) et 2 635 hommes (tableau B en annexe). Les enregistrements pour 33 femmes et 50 hommes ont été exclus de l'analyse multivariée, parce que d'autres renseignements manquaient.

La production de totalisations croisées a permis d'estimer les liens bivariés entre le niveau de consommation d'alcool en 1994-1995 et le diagnostic d'une maladie cardiaque où le décès par maladie cardiaque après l'entrevue du premier cycle en 1994-1995, mais avant celle du troisième cycle en 1998-1999. Pour augmenter la

## Méthodologie – fin

puissance statistique, le diagnostic d'une maladie cardiaque et le décès par maladie cardiaque ont été regroupés en une seule variable de résultats.

On a recouru à la régression logistique multiple pour modéliser l'association entre un diagnostic de maladie cardiaque ou un décès par maladie cardiaque et le niveau de consommation d'alcool en tenant compte de facteurs ayant un effet sur le risque de maladie cardiaque, à savoir l'âge, le revenu du ménage, le niveau de scolarité, le diagnostic de diabète ou d'hypertension, les antécédents familiaux de maladie cardiaque, l'activité physique, l'indice de masse corporelle, les antécédents d'usage du tabac et, uniquement chez les femmes, l'hormonothérapie substitutive. L'autoévaluation de l'état de santé a également été incluse dans le modèle à titre de variable de contrôle, parce qu'il s'agit d'un prédicteur important de la maladie cardiaque et du décès, probablement parce qu'elle reflète la prise de conscience de modifications de l'état de santé avant que celles-ci ne soient décelables cliniquement<sup>14,15</sup>.

Toutes les variables indépendantes, sauf celles reflétant les antécédents familiaux de maladie cardiaque, sont basées sur des

données recueillies en 1994-1995. Les renseignements sur les antécédents familiaux de maladie cardiaque n'ont été recueillis que lors du cycle de 1998-1999. Des termes d'interaction entre chaque niveau de consommation d'alcool et le nombre d'années d'usage du tabac ont été étudiés dans des modèles multivariés provisoires.

Lors de l'analyse multivariée, la maladie cardiaque ou le décès dû à la maladie cardiaque était la variable dépendante; on a attribué un code de 0 aux enregistrements des personnes qui ont déclaré qu'on n'avait pas diagnostiqué chez elles de maladie cardiaque ou aux enregistrements des personnes dont le décès était dû à une autre cause, tandis qu'un code de 1 a été attribué aux enregistrements des personnes chez lesquelles on a posé le diagnostic de maladie cardiaque ou dont le décès était attribuable à une telle maladie.

Toutes les estimations obtenues par totalisations croisées et par régression logistique ont été pondérées de sorte qu'elles soient représentatives de la population canadienne âgée de 40 ans et plus en 1994-1995. Pour tenir compte des effets du plan de sondage, les erreurs-types et les coefficients de variation ont été estimés selon la méthode *bootstrap*<sup>16-18</sup>.

échantillon national représentatif de personnes suivies depuis 1994-1995, fournit des données qui permettent d'examiner l'association entre le niveau de consommation d'alcool et l'état de santé subséquent des Canadiens et des Canadiennes.

Le présent article porte sur l'association entre la consommation modérée d'alcool et la maladie cardiaque, qui est l'une des causes principales de morbidité et de mortalité au Canada. Le taux de mortalité due à la maladie cardiaque a diminué considérablement au cours des dernières décennies; toutefois, selon les données de l'état civil, les maladies cardiaques — principalement la cardiopathie ischémique — représentaient la cause principale de décès en 1998 (tableau C en annexe).

L'analyse porte sur les données recueillies auprès d'un échantillon de membres des ménages qui, en 1994-1995, avaient 40 ans et plus et ont déclaré qu'on n'avait jamais diagnostiqué chez eux de maladie cardiaque. Elle a pour but d'étudier le lien entre les habitudes de consommation d'alcool déclarées par ces personnes, d'une part, et le diagnostic d'une maladie cardiaque ou le décès attribué à une cardiopathie ischémique survenu entre 1994-1995

et 1998-1999, d'autre part (voir *Méthodologie, Mesure de la consommation d'alcool, Définitions et Limites*). L'analyse multivariée permet de tenir compte des effets d'autres facteurs pertinents, lesquels ont été sélectionnés en se basant sur les données publiées<sup>19-23</sup> et celles fournies par l'ENSP, à savoir l'âge, le revenu du ménage, le niveau de scolarité, l'état de santé autoévalué, le diagnostic de diabète ou d'hypertension, les antécédents familiaux de maladie cardiaque, l'activité physique durant les loisirs, l'indice de masse corporelle et les antécédents d'usage du tabac. Étant donné les récentes déclarations selon lesquelles l'hormonothérapie substitutive prolongée semblerait augmenter le risque de maladie coronarienne<sup>24</sup>, l'hormonothérapie substitutive a également été incluse dans le modèle pour les femmes.

### Maladies cardiaques, consommation d'alcool

Parmi les personnes qui, en 1994-1995, avaient 40 ans et plus et avaient déclaré qu'on n'avait pas diagnostiqué chez elles de maladie cardiaque, environ 73 000 (n = 42) avaient, en 1998-1999, été déclarées

## Mesure de la consommation d'alcool

Avant de poser des questions sur la consommation d'alcool, les intervieweurs ont lu le texte suivant à la personne : « Quand on parle d'un « verre », on entend par là : une bouteille ou une canette de bière ou un verre de bière en fût, un verre de vin ou de boisson rafraîchissante au vin (« cooler »), un verre d'une once et demie de spiritueux ou un cocktail contenant une once et demie de spiritueux. »

Les niveaux de *consommation d'alcool* ont été définis d'après les renseignements recueillis à l'aide d'une série de questions. Étant donné les écarts importants entre la consommation d'alcool des hommes et des femmes, la définition des catégories varie selon le sexe.

- L'*abstinence à vie* (personnes qui n'ont jamais bu d'alcool de leur vie) représente la catégorie de référence pour les deux sexes dans l'analyse univariée et bivariée (tableaux A, B, D et E en annexe) et pour les femmes dans l'analyse multivariée.

- Les *ancien(ne)s buveur(euse)s* comprennent les personnes qui ont déclaré qu'elles n'avaient bu aucun verre d'alcool l'année qui a précédé l'enquête, mais qu'elles avaient consommé au moins un verre avant l'année qui a précédé l'enquête. Cette catégorie a été utilisée pour les deux sexes dans les analyses univariée et bivariée, et pour les femmes dans l'analyse multivariée. Pour les hommes, étant donné la petite taille de l'échantillon d'abstinents à vie et l'instabilité statistique résultante (voir *Limites*), on a élargi la catégorie de référence pour l'analyse multivariée, afin d'y inclure aussi les

hommes ayant déclaré ne pas avoir bu d'alcool l'année qui a précédé l'enquête, mais n'avoir jamais consommé régulièrement plus de 12 verres par semaine antérieurement. En outre, toujours dans le cas de l'analyse multivariée pour les hommes, les « anciens buveurs » incluent uniquement ceux qui ont déclaré ne pas avoir bu d'alcool l'année qui a précédé l'enquête, mais avoir consommé régulièrement plus de 12 verres par semaine à un moment donné avant l'année qui a précédé l'enquête.

Pour les personnes qui ont dit avoir bu au moins un verre d'alcool au cours des 12 mois qui ont précédé l'enquête, on a déterminé le niveau de consommation d'après le nombre de verres bus durant la semaine qui a précédé l'enquête :

- On considère comme ayant une *consommation occasionnelle* les personnes qui ont dit n'avoir bu aucun verre d'alcool durant la semaine qui a précédé l'enquête.

- Une *consommation légère* s'entend de la consommation d'un verre la semaine précédente.

- Une *consommation modérée* s'entend de la consommation de 2 à 9 verres la semaine précédente pour les femmes, et de 2 à 14 verres pour les hommes, définitions conformes aux limites supérieures hebdomadaires selon le sexe recommandées dans les *Directives de consommation d'alcool à faible risque*<sup>25</sup>.

- Une *consommation excessive* d'alcool s'entend de la consommation de 10 verres ou plus la semaine précédente pour les femmes et de 15 verres ou plus, pour les hommes.

comme étant décédées d'une cardiopathie ischémique, et 706 000 (n = 437) avaient déclaré qu'elles avaient reçu un diagnostic de « maladie cardiaque ». Les proportions de personnes qui ont dit qu'on avait diagnostiqué chez elles une maladie cardiaque ou qui avaient été emportées par une maladie cardiaque sont comparables pour les femmes (7 %) et pour les hommes (8 %) (tableau 1). Ces chiffres sous-estiment le taux réel de mortalité par maladie cardiaque au sein de la population à domicile, car les décès pour lesquels la cause demeure inconnue ont été exclus de l'analyse.

La consommation déclarée d'alcool varie considérablement selon le sexe. En 1994-1995, l'abstinence à vie était plus courante chez les femmes

que chez les hommes (13 % contre 6 %) (graphiques 1 et 2, tableaux A et B en annexe). Une plus forte proportion de femmes que d'hommes ont dit boire à l'occasion, tandis qu'une plus forte proportion d'hommes que de femmes ont déclaré une consommation modérée ou excessive d'alcool. Les hommes étaient également plus susceptibles que les femmes de déclarer avoir excédé la consommation maximale hebdomadaire recommandée durant la semaine qui a précédé l'enquête (9 verres pour les femmes et 14 pour les hommes); par contre, assez peu d'hommes et de femmes ont déclaré une consommation excessive d'alcool (voir aussi *Habitudes de consommation d'alcool*).

Tableau 1

**Diagnostic de maladie cardiaque ou décès par maladie cardiaque entre 1994-1995 et 1998-1999, population à domicile de 40 ans et plus sans diagnostic de maladie cardiaque en 1994-1995, selon le sexe, Canada, territoires non compris**

	Femmes			Hommes		
	Taille de l'échantillon	Population estimative		Taille de l'échantillon	Population estimative	
		milliers	%		milliers	%
<b>Total</b>	<b>3 379</b>	<b>5 356</b>	<b>100,0</b>	<b>2 635</b>	<b>4 900</b>	<b>100,0</b>
Pas de diagnostic de maladie cardiaque	3 134	4 980	93,0	2 401	4 496	91,8
Diagnostic d'une maladie cardiaque ou décès par maladie cardiaque	245	375	7,0	234	404	8,2

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999  
**Nota :** Basé sur des échantillons de 3 379 femmes et de 2 635 hommes de 40 ans et plus sans diagnostic de maladie cardiaque en 1994-1995. Le dénombrement des décès attribués à la maladie cardiaque se fonde sur les enregistrements pour lesquels existaient des renseignements sur la cause du décès.

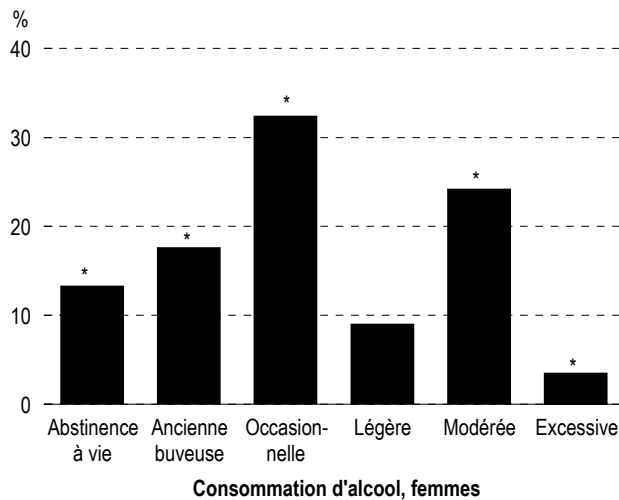
**Effet protecteur chez la femme**

Chez les femmes de 40 ans et plus qui ont déclaré avoir bu légèrement (un verre) ou modérément (deux à neuf verres) durant la semaine qui a précédé l'entrevue de 1994-1995, le taux de cas diagnostiqués de maladie cardiaque ou de décès par maladie cardiaque au cours des quatre années de suivi était nettement plus faible que celui observé pour les femmes n'ayant jamais bu d'alcool de leur vie (tableau D en annexe). En revanche, chez les hommes, le taux de cas de maladie cardiaque ne variait pas de façon significative en fonction du niveau de consommation d'alcool (tableau E en annexe). Cependant, l'instabilité de l'estimation calculée pour les hommes abstinentes toute leur vie limite l'interprétation de ce résultat. La plupart des études antérieures indiquent que la consommation modérée d'alcool a un effet protecteur aussi bien chez les hommes que chez les femmes<sup>1-7</sup>.

Chez les femmes, les taux de morbidité ou de mortalité liée à la maladie cardiaque étaient nettement plus élevés pour les anciennes buveuses, c'est-à-dire les femmes qui ont dit avoir consommé au moins un verre d'alcool au cours de leur vie mais

Graphique 1

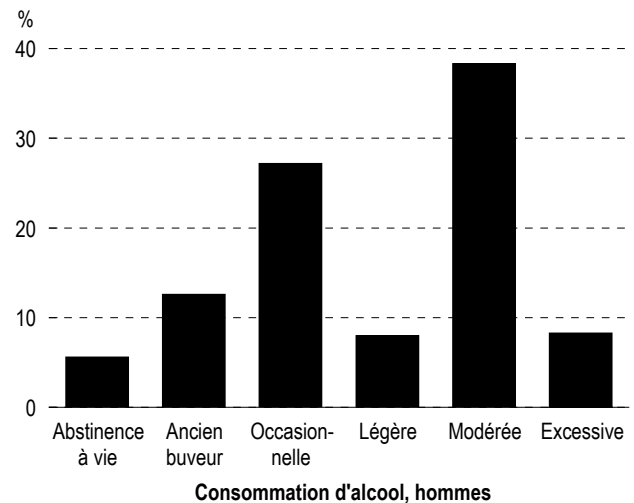
**Niveau de consommation d'alcool, chez les femmes de 40 ans et plus sans diagnostic de maladie cardiaque, population à domicile, Canada, territoires non compris, 1994-1995**



**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999  
 \* Niveau significativement différent ( $p < 0,05$ ) de celui observé pour les hommes de la catégorie correspondante (graphique 2).

Graphique 2

**Niveau de consommation d'alcool, chez les hommes de 40 ans et plus sans diagnostic de maladie cardiaque, population à domicile, Canada, territoires non compris, 1994-1995**



**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999

## Habitudes de consommation d'alcool

Selon certains travaux de recherche, le lien entre la consommation d'alcool et la maladie cardiaque varie en fonction des habitudes de consommation, un effet protecteur semblant être associé à la consommation régulière de petites quantités plutôt qu'à la consommation d'une quantité globale équivalente une fois par semaine<sup>10,26</sup>. De la même façon, une étude épidémiologique réalisée en Suède montre qu'il existe une association inverse, chez les femmes mais non chez les hommes, entre la consommation de vin et le décès par cardiopathie ischémique<sup>27</sup>. Les chercheurs supposent que les habitudes typiques de consommation des femmes — consommation modérée durant les repas — ainsi que leur préférence pour le vin plutôt que pour les spiritueux ou la bière pourraient expliquer en partie ce résultat.

Bien que l'Enquête nationale sur la santé de la population ne fournisse pas de renseignements sur le genre d'alcool consommé (voir *Limites*), elle comprend des questions destinées à évaluer la consommation excessive épisodique d'alcool et les habitudes de consommation quotidienne. La fréquence de la consommation excessive épisodique (consommation de cinq verres ou plus en une occasion, au moins une fois par mois au cours de l'année qui a précédé l'enquête) est nettement plus courante chez les hommes (14 %) que chez les femmes (2 %) (données non présentées). Cependant, l'introduction d'une variable reflétant la consommation excessive épisodique d'alcool dans les modèles multivariés n'a

révélé aucune association significative avec la maladie cardiaque ni chez les hommes ni chez les femmes (données non présentées).

Les *Directives de consommation d'alcool à faible risque* recommandent de ne pas boire plus de deux verres d'alcool par jour<sup>25</sup>. Bien que l'écart entre les hommes et les femmes ne soit pas aussi important pour les habitudes de consommation quotidienne que pour la consommation excessive épisodique, la proportion d'hommes (25 %) qui ont dit avoir bu plus de deux verres au moins un jour au cours de la semaine qui a précédé l'enquête est considérablement plus forte que la proportion correspondante de femmes (10 %) (données non présentées). Par contre, des proportions similaires d'hommes (30 %) et de femmes (27 %) ont déclaré une consommation d'alcool durant la semaine qui a précédé l'enquête conforme aux limites quotidiennes recommandées. Lorsqu'on code la variable de la consommation d'alcool de sorte qu'elle en reflète les habitudes (c'est-à-dire au moins un verre la semaine précédent, mais pas plus de deux verres par jour), une association avec la maladie cardiaque n'a pu être observée que pour les femmes. La cote exprimant le risque d'un diagnostic de maladie cardiaque ou d'un décès par maladie cardiaque était significativement plus faible pour les femmes qui ont dit avoir consommé au moins un verre durant la semaine qui a précédé l'enquête, mais jamais plus de deux verres par jour, que pour celles qui ont dit n'avoir jamais bu d'alcool de leur vie.

### Rapports corrigés de cotes pour le diagnostic d'une maladie cardiaque ou le décès par maladie cardiaque, population à domicile de 40 ans et plus sans diagnostic de maladie cardiaque en 1994-1995, selon les habitudes de consommation d'alcool et le sexe, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 1998-1999

Habitudes de consommation d'alcool	Femmes		Habitudes de consommation d'alcool	Hommes	
	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %		Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Abstinence à vie (n'ayant jamais bu d'alcool) <sup>†</sup>	1,0	...	Abstinence (abstinents à vie et anciens buveurs qui n'ont jamais bu régulièrement plus de 12 verres/semaine) <sup>†</sup>	1,0	...
Ancienne buveuse (1 verre et plus au cours de la vie, 0 l'année précédente)	1,2	0,7 - 2,1	Ancien buveur (ayant bu régulièrement plus de 12 verres/semaine à un moment donné, 0 l'année précédente)	1,8	0,8 - 4,3
Occasionnelle (1 verre et plus l'année précédente, 0 la semaine précédente)	0,7	0,4 - 1,3	Occasionnelle (1 verre et plus l'année précédente, 0 la semaine précédente)	1,5	0,8 - 2,7
Conforme à la limite quotidienne recommandée (1 verre et plus la semaine précédente, pas plus de 2 verres/jour la semaine précédente)	0,4*	0,2 - 0,9	Conforme à la limite quotidienne recommandée (1 verre et plus la semaine précédente, pas plus de 2 verres/jour la semaine précédente)	1,8	1,0 - 3,6
Supérieure à la limite quotidienne recommandée (plus de 2 verres au moins un jour la semaine précédente)	0,7	0,3 - 1,5	Supérieure à la limite quotidienne recommandée (plus de 2 verres au moins un jour la semaine précédente)	0,9	0,5 - 1,9

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999

**Nota :** Basé sur des échantillons de 3 346 femmes et de 2 585 hommes de 40 ans et plus sans diagnostic de maladie cardiaque en 1994-1995; 33 femmes et 50 hommes ont été exclus parce que certaines valeurs manquaient. Sauf en ce qui concerne les variables reflétant la consommation d'alcool dans le contexte des limites quotidiennes recommandées, le modèle complet comprend toutes les variables (tableaux F et G en annexe). La catégorie « Situation inconnue » a été incluse dans le modèle pour le revenu du ménage, le niveau de scolarité, les antécédents familiaux de maladie cardiaque, l'activité physique durant les loisirs, l'indice de masse corporelle et l'hormonothérapie substitutive, mais les rapports de cotes ne sont pas présentés.

<sup>†</sup> Catégorie de référence.

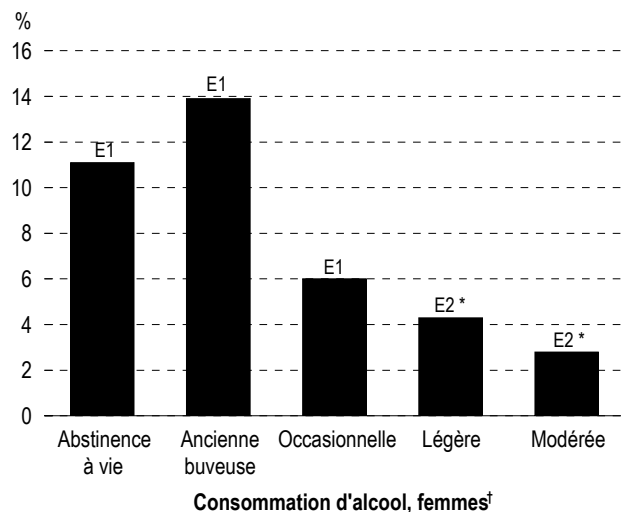
\* Valeur significativement différente de celle observée pour la catégorie de référence ( $p < 0,05$ ).

... N'ayant pas lieu de figurer.

n'en avoir consommé aucun l'année qui a précédé l'enquête, que pour les femmes qui ont déclaré tout niveau de consommation d'alcool la semaine qui a précédé l'entrevue (données non présentées). Ces résultats correspondent à ceux d'études antérieures et appuient la thèse selon laquelle les anciens buveurs pourraient compter des personnes qui courent déjà un risque d'avoir une maladie cardiaque<sup>3</sup>.

En ce qui concerne les femmes, les données de l'ENSP semblent indiquer que la consommation légère ou modérée d'alcool réduit le risque d'avoir une maladie cardiaque, mais elles ne permettent pas de s'assurer que la courbe caractérisant le niveau de consommation d'alcool et le risque de maladie à bel et bien la forme d'un U observée lors d'études antérieures<sup>1,3-6,28-33</sup> (graphique 3). Cette situation pourrait être due à la petite taille de l'échantillon de femmes dont le niveau de consommation d'alcool est associé à un risque élevé de maladie.

**Graphique 3**  
**Diagnostic de maladie cardiaque ou décès par maladie cardiaque entre 1994-1995 et 1998-1999, chez les femmes de 40 ans et plus sans diagnostic de maladie cardiaque en 1994-1995, selon le niveau de consommation d'alcool, population à domicile, Canada, territoires non compris**



**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999  
 † Les données pour la consommation excessive ne sont pas présentées (coefficient de variation supérieur à 33,3 %).  
 E1 Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,0 %.  
 E2 Coefficient de variation compris entre 25,1 % et 33,3 %.  
 \* Valeur significativement différente de celle observée pour la catégorie « Abstinence à vie » (p < 0,05).

**Tableau 2**  
**Rapports corrigés de cotes pour le diagnostic d'une maladie cardiaque ou le décès par maladie cardiaque, chez les femmes de 40 ans et plus sans diagnostic de maladie cardiaque en 1994-1995, selon certaines caractéristiques en 1994-1995, population à domicile, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 1998-1999**

	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Consommation d'alcool</b>		
Abstinence à vie (n'ayant jamais bu d'alcool)†	1,0	...
Ancienne buveuse (1 verre et plus au cours de la vie, 0 l'année précédente)	1,2	0,7 - 2,1
Occasionnelle (1 verre et plus l'année précédente, 0 la semaine précédente)	0,7	0,4 - 1,3
Légère (1 verre la semaine précédente)	0,6	0,2 - 1,4
Modérée (2 à 9 verres la semaine précédente)	0,4*	0,2 - 0,9
Excessive (10 verres et plus la semaine précédente)	0,8	0,3 - 2,2
<b>Groupe d'âge</b>		
40 à 54 ans†	1,0	...
55 à 69 ans	3,4*	2,0 - 5,7
70 ans et plus	5,6*	3,3 - 9,6
<b>Revenu du ménage</b>		
Faible	0,9	0,6 - 1,4
Élevé†	1,0	...
<b>Niveau de scolarité</b>		
Pas de diplôme d'études secondaires†	1,0	...
Au moins un diplôme d'études secondaires	0,8	0,5 - 1,2
<b>Autoévaluation de la santé</b>		
Excellente/très bonne/bonne	0,4*	0,3 - 0,7
Passable/mauvaise†	1,0	...
<b>Diabète</b>		
Oui	1,9	1,0 - 3,9
Non†	1,0	...
<b>Hypertension</b>		
Oui	1,2	0,8 - 2,0
Non†	1,0	...
<b>Antécédents familiaux de maladie cardiaque‡</b>		
Oui	3,5*	2,0 - 6,1
Non†	1,0	...
<b>Activité physique durant les loisirs</b>		
Personne inactive†	1,0	...
Personne modérément active/active	0,5*	0,4 - 0,8
<b>Indice de masse corporelle</b>		
Poids sain (moins de 25,0)†	1,0	...
Surpoids (25,0 à 29,9)	0,6*	0,4 - 0,9
Obèse (30,0 et plus)	0,7	0,5 - 1,2
<b>Nombre d'années d'usage quotidien du tabac</b>		
1,0	1,0	1,0 - 1,0
<b>Hormonothérapie substitutive</b>		
Oui	0,9	0,5 - 1,6
Non†	1,0	...

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999  
**Nota :** Basé sur un échantillon de 3 346 femmes de 40 ans et plus sans diagnostic de maladie cardiaque en 1994-1995; 33 ont été exclues parce que certaines valeurs manquaient. La catégorie « Situation inconnue » a été incluse dans le modèle pour le revenu du ménage, le niveau de scolarité, les antécédents familiaux de maladie cardiaque, l'activité physique durant les loisirs, l'indice de masse corporelle et l'hormonothérapie substitutive, mais les rapports de cotes ne sont pas présentés.  
 † Catégorie de référence.  
 ‡ Données recueillies en 1998-1999 uniquement.  
 \* Valeur significativement différente de celle observée pour la catégorie de référence (p < 0,05).  
 ... N'ayant pas lieu de figurer.



Tableau 3

**Rapports corrigés de cotes pour le diagnostic d'une maladie cardiaque ou le décès par maladie cardiaque, hommes de 40 ans et plus sans diagnostic de maladie cardiaque en 1994-1995, selon certaines caractéristiques en 1994-1995, population à domicile, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 1998-1999**

	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Consommation d'alcool</b>		
Abstinence (abstinents à vie et anciens buveurs n'ayant jamais bu régulièrement plus de 12 verres/semaine) <sup>†</sup>	1,0	...
Ancien buveur (ayant bu régulièrement plus de 12 verres/semaine à un moment donné, 0 l'année précédente)	1,9	0,8 - 4,4
Occasionnelle (1 verre et plus l'année précédente, 0 la semaine précédente)	1,5	0,8 - 2,7
Légère (1 verre la semaine précédente)	1,7	0,7 - 4,3
Modérée (2 à 14 verres la semaine précédente)	1,6	0,8 - 3,0
Excessive (15 verres et plus la semaine précédente)	0,7	0,3 - 1,9
<b>Groupe d'âge</b>		
40 à 54 ans <sup>†</sup>	1,0	...
55 à 69 ans	2,3*	1,4 - 3,7
70 ans et plus	4,3*	2,4 - 7,5
<b>Revenu du ménage</b>		
Faible	0,9	0,5 - 1,4
Élevé <sup>†</sup>	1,0	...
<b>Niveau de scolarité</b>		
Pas de diplôme d'études secondaires <sup>†</sup>	1,0	...
Au moins un diplôme d'études secondaires	0,9	0,6 - 1,4
<b>Autoévaluation de la santé</b>		
Excellente/très bonne/bonne	1,0	0,6 - 1,7
Passable/mauvaise <sup>†</sup>	1,0	...
<b>Diabète</b>		
Oui	2,4*	1,2 - 5,0
Non <sup>†</sup>	1,0	...
<b>Hypertension</b>		
Oui	1,3	0,8 - 2,2
Non <sup>†</sup>	1,0	...
<b>Antécédents familiaux de maladie cardiaque<sup>‡</sup></b>		
Oui	3,6*	2,1 - 6,2
Non <sup>†</sup>	1,0	...
<b>Activité physique durant les loisirs</b>		
Personne inactive <sup>†</sup>	1,0	...
Personne modérément active/active	0,6*	0,4 - 0,9
<b>Indice de masse corporelle</b>		
Poids sain (moins de 25,0) <sup>†</sup>	1,0	...
Surpoids (25,0 à 29,9)	1,5*	1,0 - 2,2
Obèse (30,0 et plus)	1,8*	1,1 - 3,0
<b>Nombre d'années d'usage quotidien du tabac</b>		
	1,0	1,0 - 1,0

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999

**Nota :** Basé sur un échantillon de 2 585 hommes de 40 ans et plus sans diagnostic de maladie cardiaque en 1994-1995; 50 ont été exclus parce que certaines valeurs manquaient. Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la borne inférieure/supérieure est égale à 1,0 sont significatifs. La catégorie « Situation inconnue » a été incluse dans le modèle pour le revenu du ménage, le niveau de scolarité, les antécédents familiaux de maladie cardiaque, l'activité physique durant les loisirs et l'indice de masse corporelle, mais les rapports de cotes ne sont pas présentés.

<sup>†</sup> Catégorie de référence.

<sup>‡</sup> Données recueillies en 1998-1999 uniquement.

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

... N'ayant pas lieu de figurer.

Naturellement, d'autres facteurs que la consommation d'alcool influent sur le risque de maladie cardiaque. La présente analyse tient compte de l'effet d'un grand nombre d'entre eux, dont l'âge, le revenu du ménage, le niveau de scolarité, l'état de santé autoévalué, le diagnostic du diabète ou d'une maladie cardiaque, l'activité physique durant les loisirs, l'indice de masse corporelle, l'usage du tabac et, chez les femmes, l'hormonothérapie substitutive. Même en tenant compte de ces facteurs de risque, l'effet protecteur de la consommation modérée d'alcool, c'est-à-dire de deux à neuf verres par semaine, contre la manifestation d'une maladie cardiaque ou le décès par maladie cardiaque persiste chez les femmes (tableau 2). Par contre, aucune association protectrice comparable n'est observée chez les hommes (tableau 3).

La méta-analyse des études prospectives portant sur la morbidité et la mortalité liées à la maladie cardiaque laisse entendre que l'effet protecteur de l'alcool est optimal pour une consommation de dix grammes par jour (ce qui équivaut à un peu moins d'un verre) et qu'il persiste pour une consommation allant jusqu'à 31 grammes (environ 2,5 verres)<sup>1</sup>. Selon une autre méta-analyse, qui porte sur l'infarctus du myocarde non mortel, un demi-verre d'alcool par jour suffirait à procurer l'effet protecteur complet<sup>5</sup>. Les faibles cotes exprimant le risque d'être atteintes d'une maladie cardiaque ou de mourir d'une maladie cardiaque observées, lors de l'analyse des données de l'ENSP, pour les femmes qui ont déclaré avoir consommé de deux à neuf verres d'alcool durant la semaine qui a précédé l'enquête (comparativement aux femmes n'ayant jamais bu d'alcool de leur vie) témoignent des résultats de ces méta-analyses.

### Âge, état de santé prédicteurs de la maladie cardiaque

Comme prévu, le risque de souffrir d'une maladie cardiaque est plus élevé après la quarantaine et la cinquantaine et l'âge est un prédicteur important de la maladie cardiaque aussi bien chez les hommes que chez les femmes. Ainsi, la cote exprimant le risque que l'on diagnostique une maladie cardiaque ou de mourir d'une telle maladie était trois fois plus

élevée pour les femmes de 55 à 69 ans que pour celles de 40 à 54 ans (tableau 2). En outre, chez les femmes âgées, elle était plus de cinq fois plus élevée. Le profil est comparable pour les hommes, la cote exprimant le risque qu'on diagnostique une maladie cardiaque ou de mourir d'une maladie cardiaque

étant plus de deux fois plus élevée pour ceux de 55 à 69 ans, et plus de quatre fois plus élevée pour ceux de 70 ans et plus, que pour ceux de 40 à 54 ans (tableau 3).

Évidemment, il existe une association significative entre la maladie cardiaque et plusieurs variables qui

## Définitions

On a demandé aux personnes qui ont participé à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) si un spécialiste de la santé avait diagnostiqué chez elles certains problèmes de santé de longue durée, un problème de santé de longue durée étant défini comme un état qui persiste depuis six mois ou plus ou qui devrait persister pendant six mois ou plus. Les intervieweurs ont lu une liste de problèmes de santé qui comprenait la maladie cardiaque, le diabète et l'hypertension. Pour les besoins de la présente analyse, on considère comme ayant une maladie cardiaque, toute personne qui, en 1996-1997 ou en 1998-1999, a déclaré qu'on avait diagnostiqué chez elle une maladie cardiaque ou était décédée à la suite d'une cardiopathie ischémique (*Classification internationale des maladies*, 9<sup>e</sup> révision [CIM-9]<sup>34</sup>, codes 410 à 414 pour la cause initiale du décès) parmi les personnes qui, en 1994-1995, avaient déclaré qu'on n'avait pas diagnostiqué chez elles de maladie cardiaque. Les personnes considérées comme faisant du diabète ou de l'hypertension sont celles qui ont déclaré lors de l'entrevue de 1994-1995 qu'on avait diagnostiqué chez elles ces maladies.

Trois groupes d'âge ont été établis : 40 à 54 ans, 55 à 69 ans et 70 ans et plus.

Le revenu du ménage a été déterminé d'après la taille du ménage et le revenu total de celui-ci en provenance de toutes les sources durant les 12 mois qui ont précédé l'entrevue. Les catégories sont les suivantes.

Catégorie de revenu du ménage	Nombre de personnes dans le ménage	Revenu total du ménage
Faible	1 ou 2	Moins de 15 000 \$
	3 ou 4	Moins de 20 000 \$
	5 ou plus	Moins de 30 000 \$
Élevé	1 ou 2	15 000 \$ et plus
	3 ou 4	20 000 \$ et plus
	5 ou plus	30 000 \$ et plus

Deux catégories de *niveau de scolarité* ont été établis : pas de diplôme d'études secondaires, et au moins un diplôme d'études secondaires.

Les participants à l'enquête ont évalué leur santé comme étant excellente, très bonne, bonne, passable ou mauvaise. Pour les besoins de l'analyse, deux catégories d'*état de santé autoévalué* ont été définies : excellent/très bon/bon et passable/mauvais.

Lors du cycle de 1998-1999 de l'ENSP, on a posé aux participants à l'enquête des questions sur les antécédents médicaux de leurs parents proches. Pour les besoins de l'analyse, on a considéré comme ayant des *antécédents familiaux de maladie cardiaque* toute personne ayant déclaré qu'au moins un parent au premier degré (parent naturel et/ou frère ou sœur naturel) avait déjà eu une maladie cardiaque.

Deux niveaux d'*activité physique durant les loisirs* ont été définis : personne active/moyennement active (dépense énergétique d'au moins 1,5 kilocalorie par kilogramme de poids corporel par jour) et personne inactive (moins de 1,5 kilocalorie par kilogramme de poids corporel par jour). Selon cette définition, une personne marchant une heure quatre fois par semaine est modérément active, tandis qu'une personne ne faisant que du jardinage une heure par semaine est inactive.

Pour calculer l'*indice de masse corporelle* (IMC), on divise le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille exprimée en mètres. Trois niveaux d'IMC ont ici été définis, conformément aux normes de l'Organisation mondiale de la santé<sup>35</sup> : poids sain (moins de 25,0), surpoids (de 25,0 à 29,9) et obèse (30,0 et plus).

Pour déterminer la catégorie d'*usage du tabac*, on a demandé aux participants à l'enquête s'ils fumaient des cigarettes tous les jours, à l'occasion ou jamais. On a défini trois groupes, à savoir les personnes n'ayant jamais fumé, les anciens fumeurs et les personnes qui fument quotidiennement ou à l'occasion (moins que quotidiennement). Pour l'analyse multivariée, on a utilisé une variable continue reflétant le nombre déclaré d'années d'usage quotidien du tabac.

Pour déterminer si elles suivaient une *hormonothérapie substitutive*, on a demandé aux femmes de 30 ans et plus si elles avaient pris « des hormones pour la ménopause et le vieillissement » durant le mois qui a précédé l'entrevue de 1994-1995 de l'ENSP.

reflètent l'état de santé. Chez les femmes ayant déclaré en 1994-1995 que leur santé était excellente, très bonne ou bonne, la cote exprimant le risque qu'elles reçoivent un diagnostic de maladie cardiaque ou qu'elles meurent d'une telle maladie au cours des quatre années de suivi était plus de deux fois plus faible que celle des femmes ayant jugé leur santé passable ou mauvaise. Par contre, cette association avec l'autoévaluation de l'état de santé n'est pas observée chez les hommes. Cependant, la cote exprimant le risque qu'on diagnostique une maladie cardiaque ou de mourir d'une maladie cardiaque au cours des quatre années de suivi était plus de deux fois plus élevée pour les hommes ayant déclaré faire du diabète en 1994-1995 que pour ceux qui n'étaient pas diabétiques. Le manque de puissance statistique est probablement la raison pour laquelle le rapport de cotes calculé pour le diabète n'est pas significatif dans le cas des femmes.

Selon certains chercheurs, la neutralisation des variables sur lesquelles la consommation d'alcool exerce une influence, et qui jouent donc un rôle intermédiaire dans la relation de cause à effet entre la consommation d'alcool et la maladie cardiaque, pourrait donner lieu à une sous-estimation de cette association<sup>1,36</sup>. Pour vérifier l'effet de deux variables intermédiaires éventuelles sur le rapport de cotes calculé pour l'alcool, les variables du diabète et de l'hypertension ont été exclues des modèles de régression logistique multivariée, ce qui a permis de constater que le rapport de cotes calculé pour l'alcool ne variait pas (données non présentées).

### **Antécédents familiaux**

Les antécédents familiaux représentent un prédicteur important de la maladie cardiaque autant chez les hommes que chez les femmes (tableaux 2 et 3). La cote exprimant le risque que l'on diagnostique une maladie cardiaque ou de mourir d'une telle maladie était plus de trois fois plus élevée pour les personnes dont au moins un parent, ou un frère ou une sœur était cardiaque que pour celles n'ayant pas ce genre d'antécédents familiaux. Bien que ce résultat soit comparable à ceux d'études antérieures<sup>37,38</sup>, le biais de remémoration pourrait partiellement expliquer l'association qui se dégage des données de l'ENSP (voir *Limites*).

### **Mode de vie : IMC et activité physique**

L'analyse montre qu'il existe une association positive (protection) entre l'activité physique et la maladie cardiaque. La cote exprimant le risque que l'on diagnostique une maladie cardiaque ou de mourir d'une maladie cardiaque au cours des quatre années de suivi était environ deux fois plus faible pour les hommes et les femmes qui, en 1994-1995, ont dit s'adonner à une activité physique au moins modérée durant leurs loisirs que pour les personnes inactives durant leurs loisirs.

Il existe une association significative entre la valeur de l'indice de masse corporelle (IMC) observée en 1994-1995 et le diagnostic d'une maladie cardiaque ou le décès par maladie cardiaque au cours des quatre années suivantes, mais cette association est de signe opposé pour l'homme et pour la femme (tableaux 2 et 3). La cote exprimant le risque qu'on diagnostique subséquentement une maladie cardiaque était plus élevée pour les hommes qui faisaient de l'embonpoint ou étaient obèses en 1994-1995 que pour les autres. Par contre, la cote exprimant le risque d'un diagnostic de maladie cardiaque était significativement plus faible pour les femmes faisant de l'embonpoint, c'est-à-dire dont l'IMC était compris entre 25,0 et 29,9, que pour celles dont l'IMC était plus faible. Même pour les femmes dont l'IMC était égal ou supérieur à 30, aucune association positive entre le poids et la maladie cardiaque ne se dégage.

Des études publiées antérieurement montrent que l'embonpoint constitue un important facteur de risque de maladie cardiaque et de décès par maladie coronarienne; cependant, la période de suivi était généralement de plus de quatre ans. Par exemple, lors de deux grandes études prospectives, les sujets ont été observés pendant 10 ans et 14 ans, respectivement<sup>39,40</sup>. Malgré la période plus courte de suivi dans le cas de l'ENSP, les résultats obtenus pour les femmes sont inattendus. Une analyse plus approfondie des données révèle que le groupe de femmes de 55 à 69 ans est celui pour lequel l'association négative entre l'IMC et le diagnostic subséquent d'une maladie cardiaque est la plus prononcée (données non présentées).

Divers travaux de recherche ont fermement établi que l'usage du tabac représente un facteur de risque

## Limites

Un aspect méthodologique important de la recherche sur la consommation d'alcool consiste à faire la distinction entre deux catégories de non-buveurs, c'est-à-dire les abstinentes à vie et les anciens buveurs. Il est préférable de choisir les abstinentes à vie plutôt que l'ensemble des non-buveurs comme catégorie de référence dans les comparaisons, car les anciens buveurs pourraient avoir renoncé à l'alcool parce qu'ils étaient en mauvaise santé<sup>41</sup>. Malheureusement, dans la présente analyse des données de l'ENSP, le petit échantillon ( $n = 16$ ) d'hommes abstinentes à vie chez lesquels on a diagnostiqué une maladie cardiaque ou qui sont décédés d'une maladie cardiaque durant la période visée par l'étude produit une estimation dont le coefficient de variation est supérieur à 33,3 %. Par conséquent, pour éviter l'instabilité statistique que causent les cellules de petite taille, on a réalisé la modélisation multivariée en regroupant dans la catégorie de référence les hommes abstinentes à vie et ceux qui ont déclaré n'avoir pas bu d'alcool l'année qui a précédé l'enquête et n'avoir jamais consommé régulièrement plus de 12 verres d'alcool par semaine. Les anciens buveurs excessifs, c'est-à-dire ceux qui ont déclaré avoir consommé régulièrement plus de 12 verres par semaine et qui étaient plus susceptibles d'avoir renoncé à l'alcool parce qu'ils étaient en mauvaise santé, ont été groupés séparément. La limite supérieure de 12 verres par semaine pour la consommation antérieure d'alcool a dû être adoptée compte tenu de l'énoncé de la question de l'ENSP. On a demandé aux personnes qui ont déclaré n'avoir bu aucun verre d'alcool au cours des 12 mois précédents si elles avaient déjà pris un verre d'alcool. À celles qui ont répondu « oui », on a demandé « Avez-vous déjà consommé de façon régulière plus de 12 verres d'alcool par semaine? ».

Le manque de renseignements complets sur la consommation d'alcool avant l'entrevue de 1994-1995 limite la précision avec laquelle ont pu être classifiés les participants à l'enquête. Comme on n'a pu tenir compte dans l'analyse des différences de durées d'exposition à l'alcool, les catégories de consommation ne sont pas entièrement homogènes. Cette hétérogénéité d'exposition à l'intérieur des catégories de la variable affaiblit vraisemblablement l'association entre les variables dépendantes et indépendantes.

La catégorisation des répondants selon le niveau de consommation d'alcool se fonde en partie sur le nombre déclaré de verres consommés durant la semaine qui a précédé l'entrevue de l'ENSP de 1994-1995. Les personnes dont la consommation d'alcool durant cette semaine n'était pas typique de leur consommation habituelle pourraient avoir été classées incorrectement.

Il aurait été préférable d'utiliser un modèle multivarié, comme le modèle à risques proportionnels de Cox, dans lequel est intégré le moment de l'observation de la variable de résultats.

Malheureusement, l'ENSP fournit des données sur la date du décès, mais non sur la date de la manifestation ou du diagnostic de la maladie cardiaque ( $n = 437$ ). Par conséquent, la variable de résultats (un diagnostic déclaré de maladie cardiaque ou un décès attribué à une cardiopathie ischémique) a été définie comme étant une variable dichotomique, et on a modélisé le lien entre cette variable et les covariables choisies par régression logistique.

L'intervalle de suivi de quatre ans, de 1994-1995 à 1998-1999, pourrait être trop bref pour que l'on puisse observer le plein effet des associations entre variables. En outre, l'exclusion de 159 cas de décès pour lesquels on ne disposait pas encore de données sur la cause limite la puissance statistique de l'analyse. Comme la cardiopathie ischémique est l'une des causes principales de décès, il est vraisemblable qu'un nombre important de cas exclus aient été le résultat d'une maladie cardiaque. Par conséquent, l'analyse sous-estime peut-être certaines associations susceptibles d'être décelées sur une période plus longue ou lorsqu'on disposera de données plus complètes.

Les antécédents familiaux de maladie cardiaque sont un facteur de risque important. Cependant, contrairement aux données sur toutes les autres variables indépendantes, qui ont été recueillies en 1994-1995, celles sur les antécédents familiaux n'ont pas été recueillies avant 1998-1999. Donc, cette information pourrait être entachée d'un biais de remémoration qui expliquerait peut-être partiellement la forte association observée entre les antécédents familiaux et le diagnostic d'une maladie cardiaque durant la période de suivi. Il y aurait biais de remémoration si les personnes déclarant un diagnostic de maladie cardiaque étaient plus susceptibles de se rappeler d'antécédents familiaux pour ce genre de maladie que celles qui ne font pas cette déclaration. Comme les données sur les antécédents familiaux n'ont été recueillies qu'à partir du troisième cycle, l'information n'était pas disponible pour les personnes qui, au moment de ce cycle, étaient décédées ou avaient déménagé dans un établissement.

Il n'a pas été possible d'examiner tous les facteurs que l'on sait être associés à l'incidence de la maladie cardiaque. Par exemple, aucune donnée n'est recueillie, lors de l'ENSP, sur l'alimentation, la consommation d'aspirine ou certains paramètres biologiques et physiques, comme la lipidémie.

Les données sont autodéclarées (ou déclarées par procuration) et l'on ignore dans quelle mesure elles sont entachées d'une erreur de déclaration. Or, une telle erreur peut avoir un effet dans le cas des renseignements concernant les comportements susceptibles d'être critiqués socialement, comme la consommation d'alcool ou l'usage du tabac. La tendance qu'ont les buveurs excessifs à sous-estimer leur consommation d'alcool pourrait contribuer à leur

### Limites – fin

catégorisation incorrecte et affaiblir les associations entre la consommation excessive d'alcool et la maladie cardiaque. Pour réduire au minimum l'erreur de déclaration qui entache les données sur les problèmes de santé chroniques (y compris la maladie cardiaque), on a demandé aux participants à l'enquête de ne déclarer que les problèmes de santé de longue durée qui avaient été « diagnostiqués par un professionnel de la santé ». Cependant, les diagnostics déclarés n'ont pas été validés au moyen de données cliniques. Les études de validation de l'autodéclaration du diagnostic, par un médecin, d'une maladie cardiaque ou d'autres problèmes de santé montrent que le taux d'exactitude était de 80 % et 84 %<sup>42,43</sup>. On ne sait pas quel effet l'expression « diagnostiqués par un professionnel de la santé » (plutôt que par un médecin) pourrait avoir sur la validité des données.

On demande aux personnes qui participent à l'ENSP si elles ont une « maladie cardiaque », mais on ne recueille aucun renseignement sur le type particulier de maladie cardiaque. Par conséquent, tout diagnostic déclaré de maladie cardiaque pourrait correspondre à la maladie coronarienne, contre laquelle on a montré que la consommation d'alcool a un effet protecteur, mais il pourrait aussi avoir trait à d'autres manifestations de la maladie cardiaque, comme la cardiomyopathie dilatée, les troubles du rythme cardiaque et les maladies cardiovasculaires hypertensives, pour lesquelles

de maladie cardiaque<sup>21-23</sup>. L'analyse préliminaire des données de l'ENSP, sans tenir compte de l'effet d'autres facteurs, a révélé une association positive significative entre le nombre d'années d'usage du tabac et la maladie cardiaque (données non présentées). Ces résultats soulignent à quel point il importe de tenir compte de l'effet d'autres variables, y compris l'usage du tabac, lorsqu'on étudie l'association entre la maladie cardiaque et la consommation d'alcool. L'utilisation de modèles multivariés complets n'a indiqué aucune association significative entre l'usage du tabac et la maladie cardiaque, peut-être à cause de la corrélation entre l'usage du tabac et d'autres variables, comme le revenu, le niveau de scolarité et les facteurs de risque biomédicaux inclus dans le modèle. Comme ils ne se sont pas avérés statistiquement significatifs, les termes d'interaction entre l'usage du tabac et le niveau de consommation d'alcool examinés ont été exclus des modèles définitifs (voir *Limites*).

l'alcool représente un facteur de risque<sup>41,44</sup>. La nécessité d'utiliser comme variable dépendante la déclaration globale de « maladie cardiaque » dilue vraisemblablement l'estimation de l'association entre la consommation d'alcool et la maladie coronarienne.

La combinaison des décès attribués à la maladie cardiaque aux diagnostics déclarés de maladie cardiaque rend la variable de résultat encore moins spécifique. Il aurait été préférable de limiter le résultat observé aux cas confirmés de décès par cardiopathie ischémique, mais leur faible nombre (42) a obligé à exclure cette option.

Le fait que les termes d'interaction ne soient pas statistiquement significatifs dans la régression multivariée pourrait tenir, en partie, au manque de puissance statistique. Par exemple, dans un modèle de diagnostic d'une maladie cardiaque ou de décès par maladie cardiaque chez les hommes, le niveau de signification du terme d'interaction entre les variables de consommation personnelle d'alcool et du nombre d'années d'usage du tabac était presque égal au seuil choisi de signification de 0,05 (rapport de cotes = 1,02;  $p = 0,06$ ).

Enfin, alors que les effets protecteur du vin comparativement à d'autres boissons alcoolisées suscitent un débat fort animé<sup>28,45-47</sup>, l'ENSP ne fournit aucun renseignement sur le genre d'alcool consommé.

Les renseignements sur l'hormonothérapie substitutive recueillis dans le cadre de l'ENSP offrent un avantage par rapport aux travaux de recherche antérieurs<sup>21</sup>. Comme l'hormonothérapie substitutive pourrait jouer un rôle dans la manifestation de la maladie cardiaque, il est important de tenir compte de son influence dans l'analyse multivariée. Celle-ci n'indique aucune association significative entre la maladie cardiaque et l'hormonothérapie substitutive, peut-être parce qu'on n'a pas fait la distinction entre les femmes prenant des œstrogènes uniquement et celles prenant une combinaison d'hormones, ou peut-être par manque de puissance statistique (seulement 14 % des femmes ont dit suivre une hormonothérapie substitutive; tableau 1 en annexe).

### Mot de la fin

Selon les données longitudinales de l'Enquête nationale sur la santé de la population, la consommation modérée d'alcool offre une

protection contre le diagnostic subséquent d'une maladie cardiaque ou contre le décès subséquent dû à une telle maladie chez les femmes.

La cote exprimant le risque qu'on diagnostique une maladie cardiaque ou de mourir d'une maladie cardiaque au cours des quatre années de suivi était plus de deux fois plus faible pour les femmes qui ont déclaré, en 1994-1995, qu'elles avaient consommé de deux à neuf verres d'alcool au cours de la semaine qui a précédé l'entrevue que pour celles qui ont dit n'avoir jamais bu de leur vie. En outre, cette cote était plus faible pour les femmes qui ont déclaré avoir bu au moins un verre d'alcool au cours de la semaine précédente, mais pas plus de deux par jour, que pour celles qui ont dit n'avoir jamais bu d'alcool. Ces associations persistent même si l'on tient compte de l'effet d'autres facteurs que l'on sait influencer sur le risque de maladie cardiaque. Étant donné la petite taille de l'échantillon d'enquête, comparativement à celle d'autres cohortes étudiées, il est remarquable qu'une association entre la consommation modérée d'alcool et la maladie

cardiaque chez les femmes se dégage après seulement quatre années de suivi.

Outre la petite taille de l'échantillon, la courte période durant laquelle a été suivi l'échantillon longitudinal de l'ENSP pourrait en partie expliquer l'absence apparente d'association entre le niveau de consommation d'alcool et la maladie cardiaque chez les hommes. Lors d'études antérieures indiquant que l'alcool a un effet protecteur contre la maladie cardiaque, la période d'observation était en général nettement plus longue que quatre années<sup>20,31-33,48</sup>. Une étude beaucoup plus importante, réalisée auprès de plus de 50 000 hommes aux États-Unis, fait toutefois exception : après deux ans seulement, elle a révélé une forte relation inverse entre le niveau de consommation d'alcool et la maladie coronarienne<sup>49</sup>.

Les données qui seront recueillies lors des futurs cycles de l'ENSP permettront de prolonger la période de suivi et d'étudier de façon plus approfondie le lien entre la consommation d'alcool et l'état de santé subséquent chez les hommes comme chez les femmes. ●

## Références

1. G. Corrao, L. Rubbiati, V. Bagnardi *et al.*, « Alcohol and coronary heart disease: a meta-analysis », *Addiction*, 95(10), 2000, p. 1505-1523.
2. E.B. Rimm, P. Williams, K. Fosher *et al.*, « Moderate alcohol intake and lower risk of coronary heart disease: meta-analysis of effects on lipids and haemostatic factors », *British Medical Journal*, 319, 1999, p. 1523-1528.
3. A.L. Klatsky, « Moderate drinking and reduced risk of heart disease », *Alcohol Research and Health*, 23(1), 1999, p. 15-23.
4. W.B. Kannel et R.C. Ellison, « Alcohol and coronary heart disease: the evidence for a protective effect », *Clinica Chimica Acta*, 246, 1996, p. 59-76.
5. M. Maclure, « Demonstration of deductive meta-analysis: ethanol intake and risk of myocardial infarction », *Epidemiological Review*, 15, 1993, p. 328-351.
6. M. Marmot, E. Brunner, « Alcohol and cardiovascular disease: the status of the U-shaped curve », *British Medical Journal*, 303, 1991, p. 565-568.
7. M.G. Marmot, « Alcohol and coronary disease », *International Journal of Epidemiology*, 13, 1984, p. 160-167.
8. D.P. Agarwal et L.M. Srivastava, « Does moderate alcohol intake protect against coronary heart disease? » *Indian Heart Journal*, 53, 2001, p. 224-230.
9. L. Djoussé, D. Levy, J.M. Murabito *et al.*, « Alcohol consumption and risk of intermittent claudication in the Framingham Heart Study », *Circulation*, 102, 2000, p. 3092-3097.
10. P. McElduff et A.J. Dobson, « How much alcohol and how often? Population based case-control study of alcohol consumption and risk of a major coronary event », *British Medical Journal*, 314, 1997, p. 1159-1164.
11. R.P. Murray, J.E. Connett, S.L. Tyas *et al.*, « Alcohol volume, drinking pattern, and cardiovascular disease morbidity and mortality: Is there a U-shaped function? » *American Journal of Epidemiology*, 155(3), 2002, p. 242-248.
12. J.-L. Tambay et G. Catlin, « Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population », *Rapports sur la santé*, 7(1), 1995, p. 31-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).

13. L. Swain, G. Catlin et M.P. Beaudet, « Enquête nationale sur la santé de la population—une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
14. G.A. Kaplan, D.E. Goldberg, S.A. Everson *et al.*, « Perceived health status and morbidity and mortality: Evidence from the Kuopio Ischaemic Heart Disease Risk Factor Study », *International Journal of Epidemiology*, 25(2), 1996, p. 259-265.
15. L. Møller, T.S. Kristensen et H. Hollnagel, « Self-rated health as a predictor of coronary heart disease in Copenhagen, Denmark », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 50(4), 1996, p. 423-438.
16. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
17. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 281-310.
18. 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.
19. C.H. Hennekens, « Risk factors for coronary heart disease in women », *Cardiology Clinics*, 16(1), 1998, p. 1-8.
20. P.S. Gartside, P. Wang et C.J. Glueck, « Prospective assessment of coronary heart disease risk factors: the NHANES I Epidemiologic Follow-up Study (NHEFS) 16-year follow-up », *Journal of the American College of Nutrition*, 17(3), 1998, p. 263-269.
21. J.B. Lakier, « Smoking and cardiovascular disease », *American Journal of Medicine*, 93(1A), 1992, p. 8S-12S.
22. W.P. Castelli, « Lipids, risk factors and ischaemic heart disease », *Atherosclerosis*, 124 (Supplement), 1996, p. S1-9.
23. U. Keil, « Coronary artery disease: the role of lipids, hypertension and smoking », *Basic Research in Cardiology*, 95 (Supplement 1), 2000, p. I52-I58.
24. Writing Group for Women's Health Initiative Investigators, « Risks and benefits of estrogen in healthy postmenopausal women: principal results from the Women's Health Initiative Randomized Controlled Trial », *Journal of the American Medical Association*, 288, 2002, p. 321-323.
25. S.J. Bondy, J. Rehm, M.J. Ashley *et al.*, « Low-risk drinking guidelines: the scientific evidence », *Canadian Journal of Public Health*, 90(4), 1999, p. 264-270.
26. J. Chick, « Alcohol, health, and the heart: implications for clinicians », *Alcohol and Alcoholism*, 33(6), 1998, p. 576-591.
27. T. Messner et B. Petersson, « Alcohol consumption and ischemic heart disease mortality in Sweden », *Scandinavian Journal of Social Medicine*, 24(2), 1996, p. 107-113.
28. B. San José, H. van de Mheen, J.A. van Oers *et al.*, « The U-shaped curve: various health measures and alcohol drinking patterns », *Journal of Studies on Alcohol*, 60, 1999, p. 725-731.
29. S. Andreasson, « Alcohol and J-shaped curves », *Alcoholism, Clinical, and Experimental Research*, 22, 1998, p. 359S-363S.
30. C.S. Fuchs, M.J. Stampfer, G.A. Colditz *et al.*, « Alcohol consumption and mortality among women », *The New England Journal of Medicine*, 332, 1995, p. 1245-1250.
31. R.J. Goldberg, C.M. Burchfiel, D.M. Reed *et al.*, « A prospective study of the health effects of alcohol consumption in middle-aged and elderly men. The Honolulu Heart Program », *Circulation*, 89, 1994, p. 651-659.
32. L.O. De Labry, R.J. Glynn, M.R. Levenson *et al.*, « Alcohol consumption and mortality in an American male population: recovering the U-shaped curve—findings from the Normative Aging Study », *Journal of Studies on Alcohol*, 53(1), 1992, p. 25-32.
33. P. Boffetta et L. Garfinkel, « Alcohol drinking and mortality among men enrolled in an American Cancer Society prospective study », *Epidemiology*, 1, 1990, p. 342-348.
34. 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<sup>e</sup> révision, 1975, Genève, Organisation mondiale de la santé, 1977.
35. Organisation mondiale de la santé, *Physical Status: The Use and Interpretation of Anthropometry, Report of the WHO Expert Committee* (WHO Technical Report Series, n° 854), Genève, Organisation mondiale de la santé, 1995.
36. P. Mäkelä, T. Valkonen et K. Poikolainen, « Estimated numbers of deaths from coronary heart disease "caused" and "prevented" by alcohol: an example from Finland », *Journal of Studies on Alcohol*, 58, 1997, p. 455-463.
37. E.D. Grech, D.R. Ramsdale, C.L. Bray *et al.*, « Family history as an independent risk factor of coronary artery disease », *European Heart Journal*, 13, 1992, p. 1311-1315.
38. K. Leander, J. Hallqvist, C. Reuterwall *et al.*, « Family history of coronary heart disease, a strong risk factor for myocardial infarction interacting with other cardiovascular risk factors: Results from the Stockholm Heart Epidemiology Program (SHEEP) », *Epidemiology*, 12, 2001, p. 215-221.
39. J. Qvist, S.-E. Johansson et L.M. Johansson, « Multivariate analyses of mortality from coronary heart disease due to biological and behavioural factors », *Scandinavian Journal of Social Medicine*, 24(1), 1996, p. 67-76.
40. W.C. Willett, J.E. Manson, M.J. Stampfer *et al.*, « Weight, weight change and coronary heart disease in women—risk within the 'normal weight range' », *Journal of the American Medical Association*, 273, 1995, p. 461-465.
41. A.G. Shaper et S.G. Wannamethee, « The J-shaped curve and changes in drinking habit. Alcohol and cardiovascular diseases » Wiley, Chichester (Novartis Foundation Symposium 216), 1998, p. 173-192.
42. M.M. Bergmann, T. Byers, D.S. Freedman *et al.*, « Validity of self-reported diagnoses leading to hospitalization: a comparison of self-reports with hospital records in a prospective study of American adults », *American Journal of Epidemiology*, 147(10), 1998, p. 969-977.
43. F.C. Lampe, M. Walker, L.T. Lennon *et al.*, « Validity of a self-reported history of doctor-diagnosed angina », *Journal of Clinical Epidemiology*, 52(1), 1999, p. 73-81.
44. L.J. Beilin, I.B. Puddey et V. Burke, « Alcohol and hypertension—kill or cure? », *Journal of Human Hypertension*, 10(Supplement 2), 1986, p. S1-S5.
45. M. Flesch, S. Rosenkranz, E. Erdmann *et al.*, « Alcohol and the risk of myocardial infarction », *Basic Research in Cardiology*, 96(2), 2001, p. 128-135.

46. E.L. Mortensen, H.H. Jensen, S.A. Sanders *et al.*, « Better psychological functioning and higher social status may largely explain the apparent health benefits of wine », *Archives of Internal Medicine*, 161, 2001, p. 1844-1848.
47. J.B. German et R.L. Walzem, « The health benefits of wine », *Annual Review of Nutrition*, 20, 2000, p. 561-593.
48. S. Renaud et R. Gueguen, « The French paradox and wine drinking », *Alcohol and Cardiovascular Diseases*. Wiley, Chichester (Novartis Foundation Symposium 216) 1998, p. 208-222.
49. E.B. Rimm, E.L. Giovannucci, W.C. Willett *et al.*, « Prospective study of alcohol consumption and risk of coronary disease in men », *The Lancet*, 338, 1991, p. 464-468.



## Annexe

Tableau A

Répartition de certaines caractéristiques, population à domicile de sexe féminin de 40 ans et plus sans diagnostic de maladie cardiaque, Canada, territoires non compris, 1994-1995

	Taille de l'échantillon	Population estimative	
		Milliers	%
<b>Total</b>	<b>3 379</b>	<b>5 356</b>	<b>100,0</b>
<b>Consommation d'alcool<sup>†</sup></b>			
Abstinence à vie (n'ayant jamais bu d'alcool)	486	694	13,0*
Ancienne buveuse (1 verre et plus ou cours de la vie, 0 l'année précédente)	628	901	16,8*
Occasionnelle (1 verre et plus l'année précédente, 0 la semaine précédente)	1 101	1 749	32,7*
Légère (1 verre la semaine précédente)	311	493	9,2
Modérée (2 à 9 verres la semaine précédente)	726	1 303	24,3*
Excessive (10 verres et plus la semaine précédente)	114	190	3,6*
Données manquantes	13	26	0,5
<b>Groupe d'âge</b>			
40 à 54 ans	1 449	2 648	49,4
55 à 69 ans	1 100	1 734	32,4
70 ans et plus	830	974	18,2
<b>Revenu du ménage</b>			
Faible	832	998	18,6
Élevé	2 390	4 086	76,3
Données manquantes	157	272	5,1
<b>Niveau de scolarité</b>			
Pas de diplôme d'études secondaires	1 255	1 785	33,3
Au moins un diplôme d'études secondaires	2 115	3 552	66,3
Données manquantes	9	18	0,3
<b>Autoévaluation de la santé</b>			
Excellente/très bonne/bonne	2 832	4 569	85,3
Passable/mauvaise	547	787	14,7
<b>Diabète</b>			
Oui	172	255	4,8
Non	3 207	5 100	95,2
<b>Hypertension</b>			
Oui	658	905	16,9
Non	2 721	4 450	83,1
<b>Antécédents familiaux de maladie cardiaque<sup>‡</sup></b>			
Oui	1 082	1 795	33,5
Non	1 854	2 871	53,6
Données manquantes	443	690	12,9
<b>Activité physique durant les loisirs</b>			
Personne inactive	2 167	3 413	63,7
Personne modérément active/active	1 147	1 796	33,5
Données manquantes	65	147	2,7
<b>Indice de masse corporelle</b>			
Poids sain (moins de 25,0)	1 733	2 747	51,3
Surpoids (25,0 à 29,9)	1 037	1 693	31,6
Obèse (30,0 et plus)	547	812	15,2
Données manquantes	62	104	1,9
<b>Usage du tabac</b>			
Jamais	1 549	2 560	47,8
Ancienne fumeuse	1 028	1 584	29,6
Quotidiennement/à l'occasion	799	1 201	22,4
Données manquantes	3	11	0,2
<b>Hormonothérapie substitutive</b>			
Oui	435	728	13,6
Non	2 920	4 578	85,5
Données manquantes	24	51	0,9

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999

**Nota :** Les chiffres ayant été arrondis, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués.

<sup>†</sup> Le test de signification de l'écart entre les valeurs calculées pour les hommes et pour les femmes n'a été effectué que pour la consommation d'alcool (voir graphiques 1 et 2).

<sup>‡</sup> Données recueillies en 1998-1999 uniquement.

\* Valeur significativement différente de celle observée pour les hommes de la catégorie correspondante (tableau B).

Tableau B

**Répartition de certaines caractéristiques, population à domicile de sexe masculin de 40 ans et plus sans diagnostic de maladie cardiaque, Canada, territoires non compris, 1994-1995**

	Taille de l'échantillon	Population estimative	
		Milliers	%
<b>Total</b>	<b>2 635</b>	<b>4 900</b>	<b>100,0</b>
<b>Consommation d'alcool<sup>†</sup></b>			
Abstinence (n'ayant jamais bu d'alcool)	142	274	5,6
Ancien buveur (1 verre et plus au cours de la vie, 0 l'année précédente)	418	613	12,5
Occasionnelle (1 verre et plus l'année précédente, 0 la semaine précédente)	705	1 321	27,0
Légère (1 verre la semaine précédente)	183	387	7,9
Modérée (2 à 14 verres la semaine précédente)	948	1 861	38,0
Excessive (15 verres et plus la semaine précédente)	221	401	8,2
Données manquantes	18	42	0,9
<b>Groupe d'âge</b>			
40 à 54 ans	1 337	2 791	57,0
55 à 69 ans	827	1 464	29,9
70 ans et plus	471	644	13,2
<b>Revenu du ménage</b>			
Faible	423	627	12,8
Élevé	2 086	4 005	81,7
Données manquantes	126	268	5,5
<b>Niveau de scolarité</b>			
Pas de diplôme d'études secondaires	1 001	1 563	31,9
Au moins un diplôme d'études secondaires	1 628	3 324	67,9
Données manquantes	6	12	0,3
<b>Autoévaluation de la santé</b>			
Excellente/très bonne/bonne	2 248	4 343	88,6
Passable/mauvaise	387	557	11,4
<b>Diabète</b>			
Oui	136	239	4,9
Non	2 499	4 661	95,1
<b>Hypertension</b>			
Oui	362	591	12,1
Non	2 273	4 309	87,9
<b>Antécédents familiaux de maladie cardiaque<sup>‡</sup></b>			
Oui	940	1 854	37,8
Non	1 139	2 111	43,1
Données manquantes	556	935	19,1
<b>Activité physique durant les loisirs</b>			
Personne inactive	1 490	1 811	37,0
Personne modérément active/active	958	2 683	54,8
Données manquantes	187	406	8,3
<b>Indice de masse corporelle</b>			
Poids sain (moins de 25,0)	956	1 829	37,3
Surpoids (25,0 à 29,9)	1 255	2 287	46,7
Obèse (30,0 et plus)	408	753	15,4
Données manquantes	16	30	0,6
<b>Usage du tabac</b>			
Jamais	632	1 465	29,9
Ancien fumeur	1 219	2 181	44,5
Quotidiennement/à l'occasion	783	1 249	25,5
Données manquantes	1	5	0,1

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999

**Nota :** Les chiffres ayant été arrondis, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués.

<sup>†</sup> Le test de signification de l'écart entre les valeurs calculées pour les hommes et pour les femmes n'a été effectué que pour la consommation d'alcool (voir graphiques 1 et 2).

<sup>‡</sup> Données recueillies en 1998-1999 uniquement.

Tableau C  
Causes principales de décès, population de 40 ans et plus, selon le sexe, Canada, 1998

Cause du décès (code de la CIM-9)	Nombre de décès	
	Femmes	Hommes
Cardiopathies ischémiques (410 à 414)	19 306	23 541
Cancer de la trachée, des bronches et du poumon (162)	6 188	9 964
Maladies vasculaires cérébrales (430 à 438)	9 074	6 416
Maladies pulmonaires obstructives chroniques (490 à 496)	4 188	5 800
Pneumonie et grippe (480 à 487)	4 936	4 032
Cancer du sein (174)	4 720	...
Cancer de la prostate (185)	...	3 664
Cancer du côlon et du rectum (153, 154)	3 013	3 325
Diabète (250)	2 842	2 844
Suicide (E950 à E959)†	†	1 501
Chutes accidentelles (E833 à E835, E880 à E888)	1 472	1 055
Maladie d'Alzheimer (331.0)‡	1 914	‡

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

† Ne figurait pas parmi les 10 causes principales de décès pour les femmes.

‡ Ne figurait pas parmi les 10 causes principales de décès pour les hommes.

... N'ayant pas lieu de figurer.

Tableau D  
Pourcentage de femmes de 40 ans et plus sans diagnostic de maladie cardiaque en 1994-1995 qui ont par la suite déclaré un diagnostic de maladie cardiaque ou sont décédées d'une maladie cardiaque, selon certaines caractéristiques en 1994-1995, population à domicile, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 1998-1999

	Population estimative	
	Milliers	%
<b>Total</b>	<b>374</b>	<b>7,0</b>
<b>Consommation d'alcool</b>		
Abstinence à vie (n'ayant jamais bu d'alcool)†	77 <sup>E1</sup>	11,1 <sup>E1</sup>
Ancienne buveuse (1 verre et plus au cours de la vie, 0 l'année précédente)	125 <sup>E1</sup>	13,9 <sup>E1</sup>
Occasionnelle (1 verre et plus l'année précédente, 0 la semaine précédente)	105 <sup>E1</sup>	6,0 <sup>E1</sup>
Légère (1 verre la semaine précédente)	21 <sup>E2</sup>	4,3 <sup>*E2</sup>
Modérée (2 à 9 verres la semaine précédente)	37 <sup>E2</sup>	2,8 <sup>*E2</sup>
Excessive (10 verres et plus la semaine précédente)	F	F
<b>Groupe d'âge</b>		
40 à 54 ans†	60 <sup>E1</sup>	2,3 <sup>E1</sup>
55 à 69 ans	165	9,5*
70 ans et plus	151	15,5*
<b>Revenu du ménage</b>		
Faible	103 <sup>E1</sup>	10,3 <sup>E1</sup>
Élevé†	248	6,1
<b>Niveau de scolarité</b>		
Pas de diplôme d'études secondaires†	187	10,5
Au moins un diplôme d'études secondaires	188	5,3*
<b>Autoévaluation de la santé</b>		
Excellente/très bonne/bonne	244	5,4*
Passable/mauvaise†	131 <sup>E1</sup>	16,7 <sup>E1</sup>
<b>Diabète</b>		
Oui	F	23,0 <sup>*E2</sup>
Non†	317	6,2
<b>Hypertension</b>		
Oui	116	12,8*
Non†	259	5,8
<b>Antécédents familiaux de maladie cardiaque†</b>		
Oui	269	9,4*
Non†	53 <sup>E1</sup>	3,0 <sup>E1</sup>
<b>Activité physique durant les loisirs</b>		
Personne inactive†	277	8,1
Personne modérément active/active	77	4,3*
<b>Indice de masse corporelle</b>		
Poids sain (moins de 25,0)†	208	7,6
Surpoids (25,0 à 29,9)	94 <sup>E1</sup>	5,5 <sup>E1</sup>
Obèse (30 et plus)	64	7,9
<b>Usage du tabac</b>		
Jamais†	207	8,1
Ancienne fumeuse	91	5,8
Quotidiennement/à l'occasion	68 <sup>E1</sup>	5,7 <sup>E1</sup>
<b>Hormonothérapie substitutive</b>		
Oui	35 <sup>E2</sup>	4,8 <sup>E2</sup>
Non†	335	7,3

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999

Nota : Basé sur un échantillon de 3 379 femmes de 40 ans et plus en 1994-1995.

† Catégorie de référence.

‡ Données recueillies en 1998-1999 uniquement.

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

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

F Coefficient de variation supérieur à 33,3 %.

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

Tableau E

**Pourcentage d'hommes de 40 ans et plus sans diagnostic de maladie cardiaque en 1994-1995 qui ont déclaré un diagnostic de maladie cardiaque ou sont décédés d'une maladie cardiaque, selon certaines caractéristiques en 1994-1995, population à domicile, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 1998-1999**

	Population estimative	
	Milliers	%
<b>Total</b>	<b>404</b>	<b>8,2</b>
<b>Consommation d'alcool</b>		
Abstinence (n'ayant jamais bu d'alcool) <sup>†</sup>	F	F
Ancien buveur (1 verre et plus au cours de la vie, 0 l'année précédente)	64 <sup>E1</sup>	10,4 <sup>E1</sup>
Occasionnelle (1 verre et plus l'année précédente, 0 la semaine précédente)	118	8,9
Légère (1 verre la semaine précédente)	41 <sup>E2</sup>	10,5 <sup>E2</sup>
Moderée (2 à 14 verres la semaine précédente)	137	7,4
Excessive (15 verres et plus la semaine précédente)	F	F
<b>Groupe d'âge</b>		
40 à 54 ans <sup>†</sup>	106 <sup>E1</sup>	3,8 <sup>E1</sup>
55 à 69 ans	159	10,8*
70 ans et plus	139	21,6*
<b>Revenu du ménage</b>		
Faible	57 <sup>E1</sup>	9,1 <sup>E1</sup>
Élevé <sup>†</sup>	316	7,9
<b>Niveau de scolarité</b>		
Pas de diplôme d'études secondaires <sup>†</sup>	181	11,6
Au moins un diplôme d'études secondaires	219	6,6*
<b>Autoévaluation de la santé</b>		
Excellente/très bonne/bonne	331	7,6*
Passable/mauvaise <sup>†</sup>	73 <sup>E1</sup>	13,0
<b>Diabète</b>		
Oui	55 <sup>E1</sup>	23,2* <sup>E1</sup>
Non <sup>†</sup>	348	7,5
<b>Hypertension</b>		
Oui	82	13,8*
Non <sup>†</sup>	322	7,5
<b>Antécédents familiaux de maladie cardiaque<sup>‡</sup></b>		
Oui	197	9,3*
Non <sup>†</sup>	50 <sup>E1</sup>	2,7 <sup>E1</sup>
<b>Activité physique durant les loisirs</b>		
Personne inactive <sup>†</sup>	265	9,9
Personne modérément active/active	108	5,9*
<b>Indice de masse corporelle</b>		
Poids sain (moins de 25,0) <sup>†</sup>	120	6,6
Surpoids (25,0 à 29,9)	203	8,9
Obèse (30 et plus)	74 <sup>E1</sup>	9,9 <sup>E1</sup>
<b>Usage du tabac</b>		
Jamais <sup>†</sup>	80 <sup>E1</sup>	6,4
Ancien fumeur	213	9,8
Quotidiennement/À l'occasion	111	7,6

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999

**Nota :** Basé sur un échantillon de 2 635 hommes de 40 ans et plus en 1994-1995.

<sup>†</sup> Catégorie de référence.

<sup>‡</sup> Données recueillies en 1998-1999 uniquement.

<sup>E1</sup> Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,0 %.

<sup>E2</sup> Coefficient de variation compris entre 25,1 % et 33,3 %.

<sup>F</sup> Coefficient de variation supérieur à 33,3 %.

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

Tableau F

**Rapports corrigés de cotes pour le diagnostic d'une maladie cardiaque ou le décès par maladie cardiaque chez les femmes de 40 ans et plus sans diagnostic de maladie cardiaque, selon les habitudes de consommation d'alcool et certaines caractéristiques en 1994-1995, population à domicile, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 1998-1999**

	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Habitudes de consommation d'alcool</b>		
Abstinence à vie (n'ayant jamais bu d'alcool) <sup>†</sup>	1,0	...
Ancienne buveuse (1 verre et plus au cours de la vie, 0 l'année précédente)	1,2	0,7 - 2,1
Occasionnelle (1 verre et plus l'année précédente, 0 la semaine précédente)	0,7	0,4, 1,3
Conforme à la limite quotidienne recommandée (1 verre et plus la semaine précédente, pas plus de 2 verres/jour la semaine précédente)	0,4*	0,2 - 0,9
Supérieure à la limite quotidienne recommandée (plus de 2 verres au moins un jour la semaine précédente)	0,7	0,3 - 1,5
<b>Groupe d'âge</b>		
40 à 54 ans <sup>†</sup>	1,0	...
55 à 69 ans	3,4*	2,0 - 5,8
70 ans et plus	5,8*	3,4 - 10,0
<b>Revenu du ménage</b>		
Faible	0,9	0,6 - 1,4
Élevé <sup>†</sup>	1,0	...
<b>Niveau de scolarité</b>		
Pas de diplôme d'études secondaires <sup>†</sup>	1,0	...
Au moins un diplôme d'études secondaires	0,8	0,5 - 1,2
<b>Autoévaluation de la santé</b>		
Excellente/très bonne/bonne	0,4*	0,3 - 0,7
Passable/mauvaise <sup>†</sup>	1,0	...
<b>Diabète<sup>‡</sup></b>		
	1,9	1,0 - 3,9
<b>Hypertension<sup>‡</sup></b>		
	1,2	0,8 - 1,9
<b>Antécédents familiaux de maladie cardiaque<sup>‡§</sup></b>		
	3,5*	2,0 - 6,1
<b>Activité physique durant les loisirs</b>		
Personne inactive <sup>†</sup>	1,0	...
Personne modérément active/active	0,5*	0,4 - 0,8
<b>Indice de masse corporelle</b>		
Poids sain (moins de 25,0) <sup>†</sup>	1,0	...
Surpoids (25,0 à 29,9)	0,6*	0,4 - 0,9
Obèse (30 et plus)	0,7	0,5 - 1,2
<b>Nombre d'années d'usage quotidien du tabac</b>		
	1,0	1,0 - 1,0
<b>Hormonothérapie substitutive</b>		
Oui	0,9	0,5 - 1,7
Non <sup>†</sup>	1,0	...

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999

**Nota :** Basé sur un échantillon de 3 346 femmes; 33 ont été exclues parce que certaines valeurs manquaient. La catégorie « Situation inconnue » a été incluse dans le modèle pour le revenu du ménage, le niveau de scolarité, les antécédents familiaux de maladie cardiaque, l'activité physique durant les loisirs, l'indice de masse corporelle et l'hormonothérapie substitutive, mais les rapports de cotes ne sont pas présentés.

<sup>†</sup> Catégorie de référence.

<sup>‡</sup> La catégorie de référence est l'absence du problème de santé.

<sup>§</sup> Données recueillies en 1998-1999 uniquement.

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

... N'ayant pas lieu de figurer.

Tableau G

**Rapports corrigés de cotes pour le diagnostic d'une maladie cardiaque ou le décès par maladie cardiaque chez les hommes de 40 ans et plus sans diagnostic de maladie cardiaque, selon les habitudes de consommation d'alcool et certaines caractéristiques en 1994-1995, population à domicile, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 1998-1999**

	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Habitudes de consommation d'alcool</b>		
Abstinence (abstinents à vie et anciens buveurs qui n'ont jamais bu régulièrement plus de 12 verres/semaine) <sup>†</sup>	1,0	...
Ancien buveur (ayant bu régulièrement plus de 12 verres/semaine à un moment donné, 0 l'année précédente)	1,8	0,8 - 4,3
Occasionnelle (1 verre et plus l'année précédente, 0 la semaine précédente)	1,5	0,8 - 2,7
Conforme à la limite quotidienne recommandée (1 verre et plus la semaine précédente, pas plus de 2 verres/jour la semaine précédente)	1,8	1,0 - 3,6
Supérieure à la limite quotidienne recommandée (plus de 2 verres au moins un jour la semaine précédente)	0,9	0,5 - 1,9
<b>Groupe d'âge</b>		
40 à 54 ans <sup>†</sup>	1,0	...
55 à 69 ans	2,1*	1,3 - 3,4
70 ans et plus	3,9*	2,2 - 6,9
<b>Revenu du ménage</b>		
Faible	0,9	0,5 - 1,4
Élevé <sup>†</sup>	1,0	...
<b>Niveau de scolarité</b>		
Pas de diplôme d'études secondaires <sup>†</sup>	1,0	...
Au moins un diplôme d'études secondaires	0,9	0,5 - 1,4
<b>Autoévaluation de la santé</b>		
Excellente/très bonne/bonne	1,0	0,6 - 1,7
Passable/mauvaise <sup>†</sup>	1,0	...
<b>Diabète<sup>‡</sup></b>	2,3*	1,2 - 4,8
<b>Hypertension<sup>‡</sup></b>	1,4	0,8 - 2,2
<b>Antécédents familiaux de maladie cardiaque<sup>†§</sup></b>	3,7*	2,2 - 6,4
<b>Activité physique durant les loisirs</b>		
Personne inactive <sup>†</sup>	1,0	...
Personne modérément active/active	0,6*	0,4 - 0,9
<b>Indice de masse corporelle</b>		
Poids sain (moins de 25,0) <sup>†</sup>	1,0	...
Surpoids (25,0 à 29,9)	1,5	1,0 - 2,2
Obèse (30,0 et plus)	1,8*	1,0 - 3,0
<b>Nombre d'années d'usage quotidien du tabac</b>	1,0	1,0 - 1,0

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999

**Nota :** Basé sur un échantillon de 2 585 hommes; 50 ont été exclus parce que certaines valeurs manquaient. La catégorie « Situation inconnue » a été incluse dans le modèle pour le revenu du ménage, le niveau de scolarité, les antécédents familiaux de maladie cardiaque, l'activité physique durant les loisirs et l'indice de masse corporelle, mais les rapports de cotes ne sont pas présentés. Les chiffres ayant été arrondis, certains rapports de cotes dont la borne inférieure/supérieure de l'intervalle de confiance est égale à 1,0 sont significatifs.

<sup>†</sup> Catégorie de référence.

<sup>‡</sup> La catégorie de référence est l'absence du problème de santé.

<sup>§</sup> Données recueillies en 1998-1999 uniquement.

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

... N'ayant pas lieu de figurer.

# Hôpitaux de l'Ontario — fusions, séjours abrégés et réhospitalisations

Claudio E. Pérez

## Résumé

### Objectifs

Le présent article traite du lien entre les réhospitalisations dans les hôpitaux de l'Ontario en 1998-1999 des patients atteints de pneumonie ou ayant fait un infarctus aigu du myocarde (IAM) d'une part, et les réductions de la durée de séjour et les récentes fusions administratives, d'autre part.

### Source des données

Les données proviennent de la Base de données sur les congés des patients (DAD) tenues à jour par l'Institut canadien d'information sur la santé.

### Techniques d'analyse

Des totalisations croisées ont permis d'évaluer les liens non corrigés entre les caractéristiques des patients et des hôpitaux, d'une part, et le risque de réhospitalisation, d'autre part. Les probabilités de réhospitalisation ont été calculées au moyen de modèles hiérarchiques non linéaires qui tiennent compte des caractéristiques de l'hôpital et du patient.

### Principaux résultats

Les caractéristiques de l'hôpital qui pouvaient témoigner d'une restructuration — une diminution de la durée moyenne de séjour ou une récente fusion administrative — ne se sont pas révélées être liées à la réhospitalisation de patients atteints de pneumonie ou ayant fait un IAM dans les 30 jours suivant leur congé. Les patients qui avaient été hospitalisés au moins deux fois au cours de l'année précédente pour des problèmes de santé connexes étaient plus susceptibles que les autres d'être réhospitalisés.

### Mots-clés

Soins actifs, pneumonie, infarctus aigu du myocarde, compressions budgétaires.

### Auteur

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

**A**u cours des années 1990, les dépenses gouvernementales en matière de soins de santé ont été réduites partout au Canada. En Ontario, la Commission de restructuration des services de santé s'est vu confier la responsabilité de voir à cette réduction des dépenses au cours de la dernière moitié de la décennie. Le défi des directeurs d'hôpitaux consistait alors à optimiser les services avec un personnel réduit. Ils ont tenté d'y parvenir notamment en fermant des hôpitaux, en procédant à des fusions administratives, et en réduisant le nombre de lits ainsi que la durée de séjour des patients nécessitant des soins actifs.

La réduction de la durée moyenne de séjour à l'hôpital devait, selon les attentes, améliorer l'efficacité, du moins dans certaines situations<sup>1</sup>. En revanche, les réductions soudaines non accompagnées de changements compensatoires dans la pratique de gestion hospitalière et dans le traitement clinique peuvent avoir des effets négatifs sur les patients ou d'autres conséquences non intentionnelles<sup>2,3</sup>. Certaines études ont constaté que des séjours abrégés augmentaient le risque de réhospitalisation<sup>4-7</sup>, tandis que d'autres n'ont révélé aucun lien ou même un risque réduit de réhospitalisation<sup>2,8-11</sup>.

## Techniques d'analyse

Les enregistrements de congé des hôpitaux peuvent renfermer plus d'un diagnostic codé. Le diagnostic responsable en grande partie du séjour à l'hôpital ou « diagnostic principal » est utilisé dans la présente analyse afin de classer les séjours à l'hôpital. Les codes de la *Classification internationale des maladies*, neuvième révision (CIM-9 et CIM-9-MC)<sup>12,13</sup> ont permis d'identifier les hospitalisations dans les cas de pneumonie et d'infarctus aigu du myocarde (IAM), conformément à d'autres études effectuées en Ontario<sup>12</sup>.

Les enregistrements de congé des hôpitaux ont été regroupés selon le patient, en fonction d'un code d'identification de la personne. On a par la suite réuni les séjours à l'hôpital pour chaque patient selon les épisodes d'hospitalisation. On considère ainsi une hospitalisation initiale, dite de référence, et certaines réhospitalisations, le cas échéant (organigramme). Une hospitalisation de référence :

- est due à une pneumonie ou à un IAM, selon l'analyse;
- a eu lieu entre le 1<sup>er</sup> avril 1998 et le 31 mars 1999;
- a été précédée d'une période « d'épuration » d'au moins 30 jours au cours desquels le patient n'avait pas été hospitalisé pour des raisons connexes (on a vérifié dans le fichier de 1997-1998 les hospitalisations connexes dans les 30 jours précédant l'hospitalisation qui a eu lieu en avril 1998).

Une réhospitalisation :

- est due à une pneumonie ou à un IAM ou à des problèmes connexes, selon l'analyse;
- a eu lieu dans les 30 jours suivant la date de congé à l'issue d'une hospitalisation de référence (les hospitalisations de référence pour lesquelles la date de congé se situait après le 1<sup>er</sup> mars 1999 ont été éliminées en raison de l'absence d'information sur la réhospitalisation pour l'ensemble de la période de 30 jours).

Pour l'analyse, on n'a retenu que les hospitalisations de référence de courte durée (c'est-à-dire dont la durée de séjour ne dépassait pas 60 jours). Les hospitalisations de référence se sont vu attribuer un indicateur si elles avaient été suivies d'une ou de plusieurs hospitalisations connexes dans une période de 30 jours. Les hospitalisations attribuables à un transfert à un autre hôpital ou un transfert d'un autre hôpital ont été exclues, compte tenu du fait que la durée de séjour ne reflétait pas l'ensemble de la période d'hospitalisation. Les patients de moins de deux ans ont également été exclus.

En fonction des définitions ci-dessus, on peut obtenir plus d'une hospitalisation de référence par patient. Cependant, 98 % de l'ensemble des hospitalisations de référence de l'analyse étaient la seule hospitalisation de référence du patient.

Pour l'analyse, on a retenu au total 12 159 hospitalisations de référence pour des cas de pneumonie, réparties entre 171 hôpitaux. Les hospitalisations de référence pour les cas d'IAM se chiffraient à 4 183 et étaient réparties entre 93 hôpitaux.

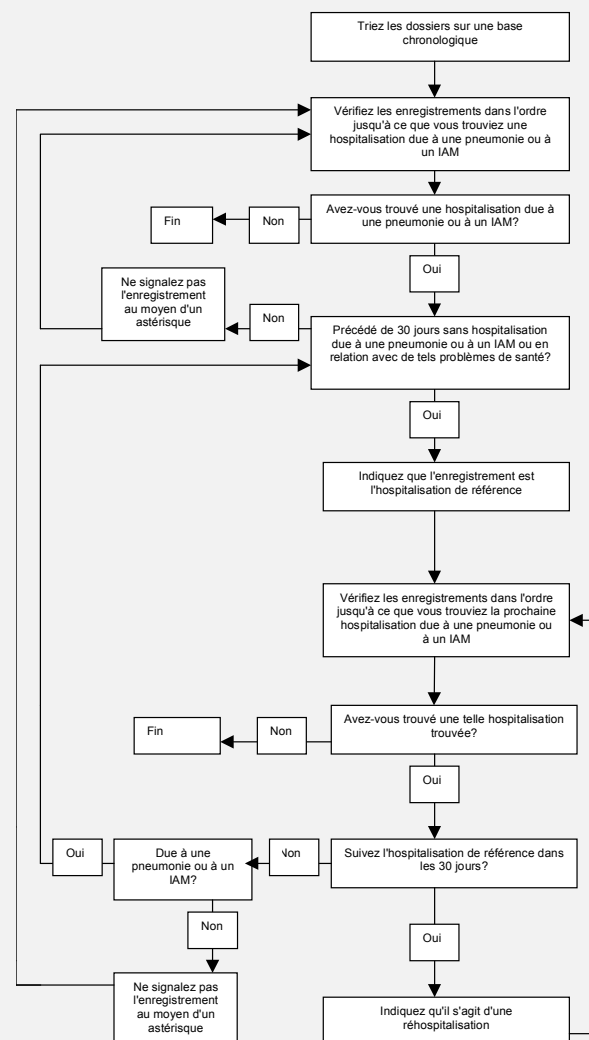
Des tests du chi carré ont permis de déterminer les liens non corrigés entre les caractéristiques des hôpitaux et des patients, d'une part, et les risques de réhospitalisation, d'autre part.

Pour calculer la cote exprimant le risque de réhospitalisation selon le changement de la durée moyenne de séjour à l'hôpital (dans le cas de la pneumonie ou d'un IAM, selon l'analyse) ou selon le fait

qu'il y ait eu fusion, tout en tenant compte d'autres caractéristiques de l'hôpital et du patient, des modèles hiérarchiques non linéaires ont été ajustés au moyen du logiciel HLM pour Windows, version 5.02<sup>14,15</sup>.

Pour en savoir davantage sur le rôle que jouent les caractéristiques de l'hôpital et du patient dans les résultats pour la santé des patients, on a effectué des analyses similaires en prenant comme résultat les décès à l'hôpital.

On a calculé les réhospitalisations d'après les hospitalisations de référence; autrement dit, chaque réhospitalisation devait avoir lieu dans les 30 jours suivant l'hospitalisation de référence. En revanche, les calculs pour les décès dans les hôpitaux se fondaient sur tous les congés en 1998-1999, qu'il y ait ou non hospitalisations de référence ou réhospitalisations. En conséquence, on a établi les calculs des pourcentages et des rapports de cotes de réhospitalisation d'après un nombre inférieur (dénominateur) que les calculs des pourcentages et le rapport de cotes exprimant le risque de décès.



### Source des données

La présente analyse s'inscrit dans le projet d'information axée sur la personne de Statistique Canada dans le cadre duquel les enregistrements de diagnostic-congé sont regroupés dans le but d'obtenir des renseignements sur les soins de santé que les personnes ont reçus et sur les résultats éventuels pour leur santé. Les données proviennent de la Base de données sur les congés des patients (DAD) tenues à jour par l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS). L'ICIS reçoit de l'information sur les diagnostics-congés (les congés ou les décès) des hôpitaux du Canada. Chaque enregistrement renferme les dates d'admission et de congé, un ou plusieurs diagnostics, la principale catégorie clinique pour chaque diagnostic, l'âge et le sexe du patient.

L'analyse se fonde sur les données concernant les diagnostics-congés des patients atteints de pneumonie ou ayant fait un infarctus aigu du myocarde (IAM) qui ont été hospitalisés en Ontario et qui ont été réhospitalisés pour un problème connexe en 1998-1999, l'année la plus récente pour laquelle des données sont disponibles. L'Ontario représente 50 % de tous les enregistrements des hôpitaux recueillis dans le système DAD avant 1998-1999.

La présente analyse se fonde sur la Base de données sur les congés des patients tenues à jour par l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS). Elle considère les patients atteints de pneumonie ou ayant fait un infarctus aigu du myocarde (IAM) qui ont été hospitalisés en Ontario dans les établissements où les diminutions de la durée moyenne de séjour pour ces problèmes de santé et les problèmes connexes ont été les plus marquées entre 1995-1996 et 1998-1999. L'analyse tente de déterminer si ces patients avaient un risque supérieur d'être réhospitalisés comparativement à leurs homologues des autres hôpitaux où les diminutions ont été moins importantes (voir *Techniques d'analyse*, *Source des données* et *Limites*). On y étudie également le risque de réhospitalisation des patients admis dans des hôpitaux qui ont fait l'objet d'une fusion administrative. La pneumonie et l'IAM ont été sélectionnés parce qu'ils concernent différents organes et que, dans les deux cas, on observe des taux de réhospitalisation relativement élevés<sup>16</sup>.

### Caractéristiques des hôpitaux non liées à la réhospitalisation

En Ontario, 8,3 % des patients qui avaient été hospitalisés en 1998-1999 parce qu'ils faisaient une pneumonie ont été réhospitalisés pour la même raison ou pour un problème de santé connexe dans les 30 jours suivant leur congé. Dans le cas des patients ayant fait un infarctus aigu du myocarde, le pourcentage était quelque peu plus élevé : 13,9 %.

Aucune des deux variables relatives à la restructuration de l'hôpital ne s'est révélée être associée au risque de réhospitalisation (voir *Définitions*). Les patients ayant souffert de pneumonie ou ayant fait un infarctus aigu du myocarde qui avaient été hospitalisés dans des établissements où la durée moyenne de séjour pour des problèmes connexes avait été réduite n'étaient ni plus ni moins susceptibles d'être réhospitalisés que les patients qui avaient été admis dans des hôpitaux où la durée moyenne de séjour avait augmenté (tableau 1). De même, aucune relation n'a été observée entre une fusion administrative récente et la probabilité de réhospitalisation chez ces deux types de patients.

Cependant, d'autres caractéristiques de l'hôpital peuvent influencer sur la probabilité de réhospitalisation. Les hôpitaux où la durée moyenne de séjour est courte (indépendamment d'une diminution récente) peuvent être plus efficaces ou admettre des cas moins graves que les hôpitaux où la durée de séjour a tendance à être plus longue. Le volume de patients de l'hôpital — le nombre d'hospitalisations pour le problème de santé en question (dans le cas présent, tout problème lié à la pneumonie ou à l'IAM) — peut dépendre de l'accès ou non à la technologie ou de la gravité des cas<sup>17</sup>. Un lien peut aussi exister entre le volume et le taux d'occupation des lits. Il se peut que les hôpitaux dont le taux d'occupation est supérieur donnent congé à leurs patients plus rapidement pour répondre à la demande de lits, qui, à son tour, peut être associée aux réhospitalisations. Par ailleurs, un établissement dont le niveau moyen de complexité des cas est élevé est plus susceptible de devoir traiter des patients qui devront être réhospitalisés. Mais comme c'était vrai dans le cas des indicateurs de restructuration, la durée moyenne



## Définitions

Les hôpitaux ont été regroupés en quartiles d'après la *durée moyenne de séjour* des patients en 1998-1999. Seuls les séjours courts (60 jours ou moins) relatifs à une pneumonie ou à un IAM ont été utilisés dans le calcul. Pour la pneumonie, les quartiles étaient les suivants : moins de 5,7 jours; de 5,7 à moins de 6,5 jours, de 6,5 à moins de 7,4 jours; et plus de 7,4 jours. Dans le cas de l'IAM, les quartiles étaient les suivants : moins de 4,8 jours; de 4,8 à moins de 5,5 jours; de 5,5 à moins de 6,2 jours; et plus de 6,2 jours.

Les hôpitaux ont été classés selon l'importance du *changement dans la durée moyenne de séjour de 1995-1996 à 1998-1999*, laquelle moyenne a été calculée d'après les critères mentionnés ci-dessus. On a attribué aux hôpitaux l'une des trois catégories suivantes : augmentation, faible diminution (jusqu'à 0,75 jours dans le cas de la pneumonie et jusqu'à 0,53 jours dans le cas de l'IAM), ou diminution importante. Les deux catégories de « diminution » ont été établies en divisant tous les hôpitaux pour lesquels la durée de séjour avait diminué en deux groupes de taille égale, d'où les différents seuils. Les hôpitaux pour lesquels la durée moyenne de séjour durant l'une ou l'autre des années se fondait sur moins de 100 congés se voyaient attribuer une valeur « manquante » parce que la mesure était jugée trop instable. Si un numéro d'identification d'hôpital de 1998-1999 ne pouvait être apparié à un fichier de 1995-1996, la valeur du changement de la durée moyenne de séjour était jugée manquante.

Les hôpitaux *récemment fusionnés* étaient ceux que le ministère de la Santé de l'Ontario avait identifiés comme ayant fait l'objet d'une fusion administrative entre 1995-1996 et 1998-1999<sup>18</sup>.

Le *volume* des hôpitaux a été établi d'après le nombre total de congés observés en 1998-1999. Ainsi, on considère les cas de soins actifs liés à la pneumonie ou à l'IAM. Les hôpitaux ont été regroupés en quartiles de volume selon le nombre de congés : dans le cas de la pneumonie — moins de 117, de 117 à 291, de 292 à 800, et plus de 800; pour l'IAM — moins de 160, de 160 à 455, de 456 à 1 256, et plus de 1 256.

Le statut d'enseignement d'un hôpital ne figure pas dans la Base de données sur les congés des patients. Le niveau de complexité des cas d'un hôpital se fonde sur la complexité moyenne de tous les cas de séjours de courte durée à l'hôpital qui étaient liés à la pneumonie ou à l'IAM. Cependant, on s'attend à ce que les hôpitaux universitaires admettent un nombre supérieur de cas complexes. Le *niveau de complexité* des cas d'un hôpital, qui est assigné par l'Institut canadien d'information sur la santé, tient compte du nombre et des types de diagnostics inscrits dans les enregistrements de congé. On a attribué des valeurs de 1 à 4 selon le niveau de

complexité des cas : « aucune », « complexité due à un problème de santé chronique », « complexité due à un problème de santé grave » et « complexité due à une affection mettant en jeu le pronostic vital ». Les hôpitaux qui se situaient dans le 80<sup>e</sup> centile (1,64 ou plus dans le cas de la pneumonie, 1,45 ou plus dans le cas de l'IAM) ont été considérés comme hautement complexes.

Les enregistrements de congé à l'égard desquels le diagnostic principal portait un code CIM-9 de 481, 4822, 4823, 4829, 483, 485, 486 ou 487 étaient jugés comme étant des cas de *pneumonie*<sup>12</sup>. Les cas d'*infarctus aigu du myocarde (IAM)* étaient ceux ayant un code CIM-9 de 410 ou un code CIM-9-MC de 4100, 4101, 4102, 4103, 4104, 4105, 4106, 4107, 4108 et 4109<sup>12,13</sup>.

Pour tous les séjours à l'hôpital repérés, on a vérifié au cours de la période de 12 mois précédant la date d'hospitalisation s'il y avait eu des *hospitalisations connexes durant l'année précédente* : 0, 1 ou 2, ou plus. Dans le cas de la pneumonie, les hospitalisations connexes étaient celles à l'égard desquelles le diagnostic principal s'inscrivait dans la principale catégorie clinique des maladies respiratoires (par exemple, la pneumonie ou la bronchite). Pour les infarctus aigus du myocarde (IAM), les séjours connexes étaient des séjours liés à tout problème de santé et maladie du système circulatoire. Les codes de la CIM-9 qui correspondent à ces groupes figurent dans les documents de référence de l'Institut canadien d'information sur la santé<sup>19</sup>.

Pour les besoins de l'analyse des patients atteints de pneumonie, six groupes d'âge ont été définis : 2 à 11 ans, 12 à 24 ans, 25 à 44 ans, 45 à 59 ans, 60 à 74 ans et 75 ans et plus. Parce que les IAM sont relativement peu fréquents chez les personnes en bas âge, on a défini, pour l'analyse des patients ayant fait un IAM, quatre groupes d'âge : 2 à 44 ans, 45 à 59 ans, 60 à 74 ans et 75 ans et plus.

La *complexité du cas* a été déterminée selon le nombre et le type de diagnostics figurant dans l'enregistrement de congé (provenant de l'ICIS). On a établi quatre catégories (codées de 1 à 4) : aucune complexité, complexité due à un problème de santé chronique, complexité due à un problème de santé grave et complexité due à une affection mettant en jeu le pronostic vital.

Dans le cas de l'analyse bidimensionnelle, la *durée de séjour* était répartie en quartiles. Pour la pneumonie, les quartiles étaient les suivants : 0 à 2 jours; plus de 2 jours à 4 jours; plus de 4 jours à 7 jours; et plus de 7 jours à 60 jours. Pour l'infarctus aigu du myocarde (IAM), les quartiles étaient les suivants : 0 à 4 jours; plus de 4 jours à 6 jours; plus de 6 jours à 7 jours; et plus de 7 jours à 60 jours. Dans le cadre de l'analyse multivariée, cette variable était considérée comme une variable continue.

Tableau 1

Probabilité non corrigée de réhospitalisation dans les 30 jours suivant l'hospitalisation de référence de courte durée pour la pneumonie ou l'infarctus aigu du myocarde, selon les caractéristiques de l'hôpital, Ontario, 1998-1999

	Pneumonie				Infarctus aigu du myocarde			
	Réhospitalisations dans les 30 jours				Réhospitalisations dans les 30 jours			
	Total, hospitalisations de référence	Nombre	% des hospitalisations de référence	Chi carré†	Total, hospitalisations de référence	Nombre	% des hospitalisations de référence	Chi carré†
<b>Total</b>	12 159	1 011	8,3	...	4 183	581	13,9	...
<b>Changement dans la durée moyenne de séjour, 1995-1996 à 1998-1999</b>								
Augmentation	6 604	547	8,3	0,18	1 468	213	14,5	2,84
Faible diminution	2 700	223	8,3					
Diminution importante	1 760	151	8,6					
Valeur manquante	1 095	90	...					
<b>Fusion récente</b>								
Oui	1 212	92	7,6	0,93	75	11	14,7	0,04
Non	10 947	919	8,4		4 108	570	13,9	
<b>Durée moyenne de séjour, 1998-1999</b>								
Quartile 1 (la plus courte)	3 548	314	8,9	2,87	918	136	14,8	3,81
Quartile 2	2 754	218	7,9					
Quartile 3	2 757	235	8,5					
Quartile 4 (la plus longue)	3 100	244	7,9		1 369	185	13,5	
<b>Volume (conгés)</b>								
Quartile 1 (le moins important)	530	48	9,1	3,60	183	27	14,8	1,40
Quartile 2	1 468	108	7,4					
Quartile 3	3 388	270	8,0					
Quartile 4 (le plus important)	6 773	585	8,6		1 669	235	14,1	
<b>Niveau de complexité</b>								
Élevé	3 808	308	8,1	0,37	813	105	12,9	0,80
Non élevé	8 351	703	8,4		3 370	476	14,1	

Source des données : Base de données sur les congés des patients, 1998-1999, Institut canadien d'information sur la santé

† Sert à vérifier l'indépendance entre la réhospitalisation et certaines caractéristiques de l'hôpital.

... N'ayant pas lieu de figurer.

de séjour, le volume de patients et le niveau de complexité des cas n'ont pas influé sur la probabilité que les patients atteints de pneumonie ou ayant fait un IAM soient réhospitalisés pour un problème connexe dans les 30 jours suivant leur congé.

### Importance des hospitalisations connexes

Pour étudier le lien qui existe entre les réhospitalisations et la restructuration des hôpitaux, il faut également tenir compte des caractéristiques des patients<sup>3,11,17,20,21</sup> (voir *Definitions*). On peut, par exemple, s'attendre à ce qu'il y ait un lien entre l'âge et la probabilité de réhospitalisation. Et de fait, en 1998-1999, le pourcentage de patients atteints de

pneumonie qui avaient été réhospitalisés dans les 30 jours suivant leur congé était inférieur quand les patients étaient âgés de 2 à 11 ans (moins de 7 %) et supérieur quand les patients étaient âgés de 12 à 24 ans et de 75 ans et plus (plus de 9 %) (tableau 2). En revanche, dans le cas des patients ayant fait un IAM, les taux de réhospitalisations étaient d'environ 13 % ou 14 %, et les différences entre les groupes d'âge n'étaient pas statistiquement significatives.

D'autres études ont montré que les réhospitalisations étaient associées au nombre d'hospitalisations connexes récentes<sup>17,22,23</sup>. En Ontario, là aussi, les patients atteints de pneumonie ou ayant fait un IAM qui avaient été hospitalisés à au moins deux reprises pour des motifs connexes

Tableau 2

Probabilité non corrigée de réhospitalisation dans les 30 jours suivant l'hospitalisation de référence de courte durée dans le cas de la pneumonie et de l'infarctus aigu du myocarde, selon les caractéristiques du patient, Ontario, 1998-1999

	Pneumonie				Infarctus aigu du myocarde			
	Réhospitalisations dans les 30 jours				Réhospitalisations dans les 30 jours			
	Total, hospitalisations de référence	Nombre	% des hospitalisations de référence	Chi carré <sup>†</sup>	Total, hospitalisations de référence	Nombre	% des hospitalisations de référence	Chi carré <sup>†</sup>
<b>Total</b>	<b>12 159</b>	<b>1 011</b>	<b>8,3</b>	...	<b>4 183</b>	<b>581</b>	<b>13,9</b>	...
<b>Sexe</b>								
Homme	6 583	576	8,8	3,60	2 949	411	13,9	0,02
Femme	5 576	435	7,8		1 234	170	13,8	
<b>Groupe d'âge</b>								
2 à 11 ans	2 031	140	6,9					
12 à 24 ans	442	42	9,5		247 <sup>‡</sup>	36	14,6	
25 à 44 ans	1 378	101	7,3					
45 à 59 ans	1 518	132	8,7	13,10*	1 137	165	14,5	0,90
60 à 74 ans	3 162	258	8,2		1 674	223	13,3	
75 ans et plus	3 628	338	9,3		1 125	157	14,0	
<b>Hospitalisations connexes au cours de l'année précédente</b>								
0	10 912	864	7,9		3 799	509	13,4	
1	755	49	6,5	92,40*	231	24	10,4	42,20*
2 et plus	492	98	19,9		153	48	31,4	
<b>Complexité du cas</b>								
Aucune	9 114	754	8,3		3 523	499	14,2	
Due à un problème de santé chronique	1 907	166	8,7		388	42	10,8	
Due à un problème de santé grave	804	61	7,6	1,16	201	27	13,4	4,50
Due à une affection mettant en jeu le pronostic vital	334	30	9,0		71	13	18,3	
<b>Durée de séjour</b>								
Quartile 1 (la plus courte)	2 856	223	7,8		888	120	13,5	
Quartile 2	3 757	322	8,6	5,89	1 565	222	14,2	
Quartile 3	3 021	232	7,7		563	73	13,0	0,73
Quartile 4 (la plus longue)	2 525	234	9,3		1 167	166	14,2	

Source des données : Base de données sur les congés des patients, 1998-1999, Institut canadien d'information sur la santé

<sup>†</sup> Sert à vérifier l'indépendance entre la réhospitalisation et certaines caractéristiques des hôpitaux.

<sup>‡</sup> Les âges de 2 à 44 ans ont été combinés parce que les cellules étaient petites.

\*  $p \leq 0,05$ .

... N'ayant pas lieu de figurer.

au cours de l'année précédente étaient plus susceptibles d'être réhospitalisés dans les 30 jours suivant leur congé que ceux qui n'avaient pas été hospitalisés au cours de la même période.

La complexité du cas, que l'ICIS détermine d'après le nombre et le type de diagnostic figurant dans chaque enregistrement de congé, peut témoigner de la présence d'autres problèmes de santé chez le patient. Étonnamment, cette variable ne s'est aucunement révélée associée au risque de réhospitalisation dans le cas des patients atteints de pneumonie ou ayant fait un IAM. Par exemple, les

taux de réhospitalisations des patients atteints de pneumonie variaient entre 8 % et 9 %, indépendamment de la présence ou de l'absence chez les patients d'autres problèmes de santé ou d'une affection mettant en jeu le pronostic vital.

La probabilité de réhospitalisation ne différait pas substantiellement selon la durée de l'hospitalisation.

### Volume important dans le cas de la pneumonie

Les caractéristiques de l'hôpital et du patient ne sont pas indépendantes. Par exemple, une fusion récente

Tableau 3  
**Rapports corrigés de cotes exprimant le risque de réhospitalisation dans les 30 jours suivant l'hospitalisation de référence de courte durée dans le cas de la pneumonie, selon les caractéristiques de l'hôpital et du patient, Ontario, 1998-1999**

	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Caractéristiques de l'hôpital</b>		
<b>Changement dans la durée moyenne de séjour, 1995-1996 à 1998-1999</b>		
Augmentation†	1,00	...
Faible diminution	0,98	0,84 - 1,15
Diminution importante	1,01	0,87 - 1,17
<b>Fusion récente</b>		
Oui	0,85	0,70 - 1,03
Non†	1,00	...
<b>Durée moyenne de séjour, 1998-1999</b>		
Quartile 1 (la plus courte)	1,19	0,95 - 1,50
Quartile 2	0,99	0,78 - 1,25
Quartile 3	1,10	0,88 - 1,37
Quartile 4 (la plus longue)†	1,00	...
<b>Volume (congés)</b>		
Quartile 1 (le moins important)	1,00	0,54 - 1,88
Quartile 2	0,75*	0,62 - 0,91
Quartile 3	0,89	0,75 - 1,06
Quartile 4 (le plus important)†	1,00	...
<b>Niveau de complexité</b>		
Élevé	0,94	0,77 - 1,14
Non élevé†	1,00	...
<b>Caractéristiques du patient</b>		
<b>Sexe</b>		
Homme	1,12	0,98 - 1,27
Femme†	1,00	...
<b>Groupe d'âge</b>		
2 à 11 ans†	1,00	...
12 à 24 ans	1,42	0,98 - 2,04
25 à 44 ans	1,16	0,87 - 1,54
45 à 59 ans	1,34	0,98 - 1,82
60 à 74 ans	1,24	0,98 - 1,56
75 ans et plus	1,43*	1,11 - 1,84
<b>Hospitalisations connexes au cours de l'année précédente</b>		
0†	1,00	...
1	0,73*	0,54 - 1,00
2 et plus	2,86*	2,31 - 3,55
<b>Complexité du cas</b>		
Aucune†	1,00	...
Due à un problème de santé chronique	1,01	0,83 - 1,22
Due à un problème de santé grave	0,87	0,64 - 1,18
Due à une affection mettant en jeu le pronostic vital	0,98	0,64 - 1,51
<b>Durée de séjour</b>	1,01	1,00 - 1,03

**Source des données :** Base de données sur les congés des patients, 1998-1999, Institut canadien d'information sur la santé

**Nota :** Les chiffres ayant été arrondis, certains rapports de cotes dont la borne inférieure/supérieure de l'intervalle de confiance est égale à 1,0 sont significatifs.

† Catégorie de référence.

\*  $p \leq 0,05$ .

... N'ayant pas lieu de figurer.

peut influencer sur le niveau de complexité des cas d'un hôpital, et les changements quant à la durée moyenne de séjour à l'hôpital peuvent refléter la complexité du cas de certains patients. Mais même en tenant compte de tous les facteurs simultanément dans le cadre d'une analyse multivariée, aucun lien significatif n'a été observé entre les réhospitalisations et les deux variables de restructuration pour les patients atteints de pneumonie ou ayant fait un IAM (tableaux 3 et 4).

L'analyse a néanmoins permis de constater un lien étroit entre le volume de patients de l'hôpital et les réhospitalisations de patients atteints de pneumonie, ce que n'a pu révéler l'analyse bidimensionnelle.

Les patients séjournant dans les hôpitaux faisant partie du deuxième quartile de volume (déclaration de 117 à 291 congés par suite d'une pneumonie) avaient une cote exprimant le risque d'être réhospitalisés sensiblement plus faible que celle des patients séjournant dans les hôpitaux associés au quatrième quartile de volume (plus de 800 congés par suite d'une pneumonie). L'association peut être attribuable à un biais de renvoi dans le cas où des patients très malades sont renvoyés à des hôpitaux plus grands. De plus, les pratiques en matière de gestion hospitalière ou de traitement clinique peuvent différer selon qu'il s'agit d'un petit ou d'un grand établissement.

D'après une étude américaine qui tenait compte de la situation démographique, le risque de réhospitalisation non prévue dans le même établissement augmentait selon la taille de l'hôpital<sup>20</sup>. Cependant, cela s'applique aux insuffisances cardiaques, aux commotions, de même qu'aux troubles nutritionnels et métaboliques et non à la pneumonie. Une étude australienne s'appuyant sur divers diagnostics a révélé que le rapport entre la taille de l'hôpital et la réhospitalisation non prévue au même établissement variait selon que l'hôpital était en région urbaine ou rurale<sup>24</sup>. En région rurale, plus la taille de l'hôpital est grande, plus le risque de réhospitalisation augmente, tandis qu'en région urbaine, plus la taille de l'hôpital est petite, plus le risque de réhospitalisation diminue. L'étude ne tenait toutefois pas compte des caractéristiques démographiques ou de facteurs cliniques, comme

la gravité et la complexité des cas ou même le type de diagnostic. Dans la présente analyse des données de l'Ontario de 1998-1999, on n'a pu établir un lien avec le volume de patients qu'en tenant compte des

Tableau 4

**Rapports corrigés de cotes exprimant le risque de réhospitalisation dans les 30 jours suivant l'hospitalisation de référence de courte durée dans le cas de l'infarctus aigu du myocarde, selon les caractéristiques de l'hôpital et du patient, Ontario, 1998-1999**

	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Caractéristiques de l'hôpital</b>		
<b>Changement dans la durée moyenne de séjour, 1995-1996 à 1998-1999</b>		
Augmentation†	1,00	...
Faible diminution	1,02	0,82 - 1,27
Diminution importante	0,89	0,71 - 1,12
<b>Fusion récente</b>		
Oui	1,13	0,64 - 2,00
Non†	1,00	...
<b>Durée moyenne de séjour, 1998-1999</b>		
Quartile 1 (la plus courte)	1,07	0,82 - 1,40
Quartile 2	0,86	0,63 - 1,19
Quartiles 3 et 4 (la plus longue)†	1,00	...
<b>Volume (congés)</b>		
Quartile 1 (le moins important)	1,01	0,57 - 1,79
Quartile 2	0,83	0,60 - 1,15
Quartile 3	0,99	0,76 - 1,29
Quartile 4 (le plus important)†	1,00	...
<b>Niveau de complexité</b>		
Élevé	0,86	0,70 - 1,06
Non élevé†	1,00	...
<b>Caractéristiques du patient</b>		
<b>Sexe</b>		
Homme	1,00	0,85 - 1,19
Femme†	1,00	...
<b>Groupe d'âge</b>		
2 à 44 ans†	1,00	...
45 à 59 ans	1,01	0,68 - 1,49
60 à 74 ans	0,90	0,60 - 1,35
75 ans et plus	0,91	0,63 - 1,31
<b>Hospitalisations connexes au cours de l'année précédente</b>		
0†	1,00	...
1	0,77	0,50 - 1,18
2 et plus	3,09*	2,08 - 4,58
<b>Complexité du cas</b>		
Aucune†	1,00	...
Due à un problème de santé chronique	0,75*	0,57 - 0,99
Due à un problème de santé grave	0,93	0,63 - 1,37
Due à une affection mettant en jeu le pronostic vital	1,37	0,74 - 2,55
<b>Durée de séjour</b>	1,01	0,99 - 1,03

**Source des données :** Base de données sur les congés des patients, 1998-1999, Institut canadien d'information sur la santé

† Catégorie de référence.

\*  $p \leq 0,05$ .

... N'ayant pas lieu de figurer.

facteurs liés aux hôpitaux et aux patients sélectionnés, et ce, dans le seul cas des patients atteints de pneumonie.

Lorsque tous les facteurs étaient pris en compte, la cote exprimant le risque que les patients atteints de pneumonie ou ayant fait un IAM soient réhospitalisés ne différait pas considérablement selon qu'ils étaient hommes ou femmes ou selon la durée de leur séjour à l'hôpital. Cependant, parmi les patients atteints de pneumonie ou ayant fait un IAM, la cote exprimant le risque d'être réhospitalisés était trois fois plus élevée chez ceux qui avaient été hospitalisés à au moins deux reprises pour des problèmes de santé connexes au cours de l'année précédente comparativement à ceux qui n'avaient pas été hospitalisés pour des problèmes de santé connexes au cours de la même période.

L'effet de l'âge sur la réhospitalisation des patients atteints de pneumonie était apparemment indépendant des autres facteurs. À cet égard, la cote exprimant le risque d'une réhospitalisation était nettement plus élevée chez les patients âgés de 75 ans et plus qu'elle ne l'était chez ceux âgés de 2 à 11 ans. En revanche, on n'observe aucune variation, selon l'âge, de la cote exprimant le risque de réhospitalisation des patients ayant fait un IAM.

### Décès à l'hôpital

L'absence de liens entre de nombreuses variables et la réhospitalisation des patients atteints de pneumonie ou ayant fait un IAM peut, dans une certaine mesure, s'expliquer par l'exclusion des cas les plus sérieux pour lesquels la probabilité de réhospitalisation aurait été la plus élevée — les cas qui se sont soldés par un décès au cours de l'hospitalisation. En fait, plusieurs variables démographiques sans relation avec la réhospitalisation étaient liées au décès à l'hôpital. La cote exprimant le risque de mourir à l'hôpital était significativement plus élevée dans le cas des patients âgés, comparativement aux jeunes patients (tableaux B et C en annexe). Comme on pouvait s'y attendre, la cote exprimant le risque de mourir à l'hôpital était plus élevée pour les patients ayant d'autres problèmes de santé, comparativement à ceux dont les cas n'étaient pas complexes. En outre,

## Limites

En ce qui concerne le bien-être du patient, la « réhospitalisation », telle que définie dans la présente analyse, doit être interprétée avec circonspection. Les données sur les hôpitaux en Ontario sur lesquelles l'étude se fonde ne permettent pas de faire de distinction entre les réhospitalisations prévues et les réhospitalisations non prévues. Une étude manitobaine a toutefois révélé qu'en 1992-1993, de 75 % à 90 % des réhospitalisations dans le cas de certains diagnostics étaient non prévues<sup>2</sup>.

La présente analyse a tenté de réduire les réhospitalisations non connexes en ne retenant que celles qui concernent le même organe que l'hospitalisation de référence. Cela a par conséquent laissé pour compte certaines réhospitalisations qui faisaient suite au diagnostic de référence, mais qui affectaient un autre organe. Inversement, un patient peut avoir été hospitalisé plus d'une fois pour un traitement concernant le même organe, même si les hospitalisations n'étaient pas connexes.

La période de 30 jours pour repérer les réhospitalisations est une période arbitraire. Mais même en utilisant une période de 15 ou de 60 jours comme période de délai avant la réhospitalisation dans les modèles hiérarchiques non linéaires, les variables concernant la restructuration de l'hôpital n'étaient pas liées de façon significative à la réhospitalisation (données non présentées).

L'exclusion des patients qui sont décédés à l'hôpital durant leur hospitalisation de référence a affaibli les associations entre la réhospitalisation et certains facteurs, notamment l'âge et la complexité du cas, vu que les cas les plus graves ont été omis de l'analyse. De plus, parce qu'on ne pouvait pas repérer les décès hors de l'hôpital, les patients qui sont décédés après avoir obtenu leur congé sont demeurés dans le groupe à risque d'être

réhospitalisés et ont été comptés comme n'ayant pas été réhospitalisés. Si on avait pu corriger les chiffres de manière à éliminer les patients qui n'étaient plus « admissibles » à la réhospitalisation pour cause de décès, les associations auraient pu être plus fortes.

En omettant les hospitalisations de référence concernant un transfert à un autre hôpital ou d'un autre hôpital, on peut systématiquement exclure certains types de patients dont les taux de réhospitalisation peuvent différer. De fait, d'autres travaux ont montré que les patients transférés dans une unité de soins spéciaux étaient beaucoup plus susceptibles d'être réhospitalisés<sup>25</sup>.

Un certain nombre de caractéristiques du patient et de l'hôpital qui auraient pu influencer sur le risque de réhospitalisation n'étaient pas disponibles. Par exemple, les données sur l'état de préparation du patient en vu du congé, l'accès à des soins à domicile, l'accès à des thérapies précises et le congé pour retourner à la maison ou être admis dans un établissement n'ont pas pu être prises en compte. Certaines données contenues dans les fichiers administratifs ont été utilisées à titre de valeurs d'approximation pour les variables manquantes. Un tel recours a toutefois des limites.

Nul ne sait jusqu'à quel point les procédures de déclaration et de codage sont uniformes d'un hôpital à l'autre. Les études ont montré qu'environ 20 % à 25 % des diagnostics principaux ne sont pas codés de façon exacte, et constituent souvent un problème de santé coexistant<sup>26,27</sup>.

Enfin, ces résultats n'ont trait qu'à la pneumonie et à l'infarctus aigu du myocarde, et ne visent que l'Ontario, de sorte que les résultats ne peuvent pas être généralisés ou appliqués à d'autres diagnostics ni à d'autres provinces.

chez les patients atteints de pneumonie, la cote exprimant le risque de mourir à l'hôpital était plus faible chez les femmes que chez les hommes. Parallèlement, chez les patients qui ont fait un IAM, la cote exprimant le risque d'un tel décès était plus élevée chez les femmes que chez les hommes.

Par ailleurs, un facteur de restructuration était considérablement lié au décès à l'hôpital des patients atteints de pneumonie. Ainsi, chez ces patients, la cote exprimant le risque d'un décès à l'hôpital était significativement plus faible pour ceux qui séjournaient dans des hôpitaux ayant récemment été fusionnés comparativement aux patients des autres hôpitaux.

On n'observe aucune relation entre les changements dans la durée moyenne de séjour et les décès à l'hôpital. Cependant, les patients atteints de pneumonie qui ont été traités dans les hôpitaux où la durée moyenne de séjour était relativement courte en 1998-1999 avaient une cote exprimant le risque d'y mourir significativement plus faible que celle des patients séjournant dans les hôpitaux où la durée moyenne de séjour était plus longue. De plus, la cote exprimant le risque de mourir à l'hôpital était très faible pour les patients atteints de pneumonie ou ayant fait un IAM et qui avaient été hospitalisés dans les hôpitaux dont le niveau moyen de complexité des cas est élevé.

## Mot de la fin

La présente analyse des données de l'Ontario n'a révélé aucun lien entre les caractéristiques de l'hôpital pouvant témoigner d'une restructuration — une diminution de la durée moyenne de séjour ou une fusion récente — et les réhospitalisations des patients atteints de pneumonie ou ayant fait un infarctus aigu du myocarde. Le seul lien qui persiste entre ces deux variables et les décès à l'hôpital est celui d'une faible probabilité de décès des patients atteints de pneumonie séjournant dans les établissements ayant récemment fait l'objet d'une fusion. Le lien entre la restructuration de l'hôpital et la réhospitalisation n'en demeure pas moins difficile à interpréter. Les caractéristiques de l'hôpital et du patient associées à la réhospitalisation sont complexes. De nombreux facteurs qui pourraient avoir une influence ne figurent pas dans la Base de données sur les congés des patients (DAD).

Qui plus est, la variable du résultat est en soi limitée. Bien qu'on ait pu laisser entendre que les hôpitaux dont le taux de réhospitalisation est

inférieur dispensent des soins de meilleure qualité<sup>2,28,29</sup>, il n'y a aucun consensus à ce sujet<sup>30,31</sup>. Les réhospitalisations sont des quatre types généraux suivants : des complications par suite d'une hospitalisation précédente, la récurrence de la maladie, des traitements planifiés, et un tout nouveau diagnostic<sup>32</sup>. L'analyse ne permet pas de faire la distinction entre les réhospitalisations prévues et non prévues. Et même s'il était possible de cerner les réhospitalisations non prévues, afin d'observer un résultat négatif pour la santé du patient, l'analyse se devrait d'omettre les réhospitalisations « sans surprise » mais non prévues<sup>24</sup>. L'absence de lien entre la complexité du cas et la réhospitalisation peut mettre en lumière la limite de la variable quant au résultat pour la santé, en particulier quand le lien observé entre le décès à l'hôpital et la complexité du cas est aussi fort.

Ces limites de l'analyse soulèvent les lacunes statistiques, auxquelles une amélioration de la Base de données sur les congés des patients (DAD) pourrait palier. ●

## Références

1. M.D. Brownell et N.P. Roos, « Variation in length of stay as a measure of efficiency in Manitoba hospitals », *Canadian Medical Association Journal*, 152(5), 1995, p. 675-682.
2. M.L. Harrison, L.A. Graff, N.P. Roos *et al.*, « Discharging patients earlier from Winnipeg hospitals: does it adversely affect quality of care? », *Canadian Medical Association Journal*, 153(6), 1995, p. 745-751.
3. A.H. Leyland, « Examining the relationship between length of stay and readmission rates for selected diagnoses in Scottish hospitals », *IMA Journal of Mathematics Applied in Medicine and Biology*, 1995, 12(3-4), p. 175-184.
4. Z. Rotstein, G. Barabash, S. Noy *et al.*, « Allocation of emergency ward patients to medicine departments: increasing physicians' incentive to shorten length of stay », *Public Health Review*, 24(1), 1996, p. 37-48.
5. C.R. MacIntyre, C.W. Brook, E. Chandraraj *et al.*, « Changes in bed resources and admission patterns in acute public hospitals in Victoria, 1987-1995 », *The Medical Journal of Australia*, 167(4), 1997, p. 186-189.
6. D.D. Sin et J.V. Tu, « Are elderly patients with obstructive airway disease being prematurely discharged? », *American Journal of Respiratory and Critical Care Medicine*, 161(5), 2000, p. 1513-1517.
7. T.M. Wickizer, D. Lessler et J. Boyd-Wickizer, « Effects of health care cost-containment programs on patterns of care and readmissions among children and adolescents », *American Journal of Public Health*, 89(9), 1999, p. 1353-1358.
8. M. South, « Reduction in length of hospital stay for acute childhood asthma associated with the introduction of casemix funding », *The Medical Journal of Australia*, 167(1), 1997, p. 11-13.
9. S.F. Meikle, E. Lyons, P. Hulac *et al.*, « Rehospitalizations and outpatient contacts of mothers and neonates after hospital discharge after vaginal delivery », *American Journal of Obstetrics and Gynecology*, 179(1), 1998, p. 166-171.
10. D. McCormick, M.J. Fine, C.M. Coley *et al.*, « Variation in length of hospital stay in patients with community-acquired pneumonia: are shorter stays associated with worse medical outcomes? », *American Journal of Medicine*, 107(1), 1999, p. 5-12.
11. J.J. Holloway, S.V. Medendorp et J. Bromberg, « Risk factors for early readmission among veterans », *Health Services Research*, 25(1 Pt 2), 1990, p. 213-237.
12. 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<sup>e</sup> révision, 1975, Genève, Organisation mondiale de la santé, 1977.

13. US Department of Health and Human Services, *The International Classification of Diseases, 9th Revision, Clinical Modification, ICD-9-CM, Third Edition*, DDHS Publication No. (PHS) 89-1260, Washington D.C., US Department of Health and Human Services, 1989.
14. A.S. Bryk et S.W. Raudenbush, *Hierarchical Linear Models*, Newbury Park, California, Sage Publications, Inc., 1992.
15. S.W. Raudenbush, A.S. Bryk, Y.F. Cheong *et al.*, *HLM 5 Hierarchical Linear and Nonlinear Modeling*, Chicago, Scientific Software International, 2000.
16. A.S.H. Basinski et M.E. Thériault, « Patterns of hospitalization », publié sous la direction de V. Goel, J.I. Williams, G.M. Anderson *et al.*, *Patterns of Health Care in Ontario: The ICES Practice Atlas*, deuxième édition, Ottawa, Association médicale canadienne, 1996.
17. G.F. Anderson et E.P. Steinberg, « Predicting hospital readmissions in the Medicare population », *Inquiry*, 22(3), 1985, p. 251-258.
18. Ministère de la santé de l'Ontario, *Ontario Master Numbering System*, 2000.
19. Institut canadien d'information sur la santé, *CMG 1997 Directory for Use with P1x (ICD-9)*, Ottawa, Institut canadien d'information sur la santé, 1997.
20. J.W. Thomas et J.J. Holloway, « Investigating early readmission as an indicator for quality of care studies », *Medical Care*, 29(4), 1991, p. 377-394.
21. J.S. Weissman, R.S. Stern et A.M. Epstein, « The impact of patient socioeconomic status and other social factors on readmission: a prospective study in four Massachusetts hospitals », *Inquiry*, 31(2), 1994, p. 163-172.
22. R.S. Phillips, C. Safran, P.D. Cleary *et al.*, « Predicting emergency readmissions for patients discharged from the medical service of a teaching hospital », *Journal of General Internal Medicine*, 2(6), 1987, p. 400-405.
23. N.R. Colledge et M.J. Ford, « The early hospital readmission of elderly people », *Scottish Medical Journal*, 39(2), 1994, p. 51-52.
24. M.Z. Ansari, B.T. Collopy, et J.L. Booth, « Hospital characteristics associated with unplanned readmissions », *Australian Health Review*, 18(3), 1995, p. 63-75.
25. R.L. Ludke, B.M. Booth et J.A. Lewis-Beck, « Relationship between early readmission and hospital quality of care indicators », *Inquiry*, 30(1), 1993, p. 95-103.
26. C.M. Ashton, D.H. Kuykendall, M.L. Johnson *et al.*, « The association between the quality of inpatient care and early readmission », *Annals of Internal Medicine*, 122(6), 1995, p. 415-421.
27. E. Chen et C.D. Naylor, « Variation in hospital length of stay for acute myocardial infarction in Ontario, Canada », *Medical Care*, 32(5), 1994, p. 420-435.
28. C.M. Ashton et N.P. Wray, « A conceptual framework for the study of early readmission as an indicator of quality of care », *Social Science and Medicine*, 43(11), 1996, p. 1533-1541.
29. J.J. Holloway, J.W. Thomas et L. Shapiro, « Clinical and sociodemographic risk factors for readmission of Medicare beneficiaries », *Health Care Financing Review*, 10(1), 1988, p. 27-36.
30. J.S. Weissman, J.Z. Ayanian et S. Chasan-Taber, « Hospital readmissions and quality of care », *Medical Care*, 37(5), 1999, p. 490-501.
31. J.W. Thomas, « Does risk-adjusted readmission rate provide valid information on hospital quality? », *Inquiry*, 33(3), 1996, p. 258-270.
32. R.G. Farmer, R. Kay, E. Achkar, *et al.*, « Hospital readmissions: a re-evaluation of criteria », *Cleveland Clinic Journal of Medicine*, 56(7), 1989, p. 704-708.



## Annexe

Tableau A

Probabilité non corrigée d'un décès à l'hôpital dans le cas des hospitalisations de courte durée<sup>†</sup> pour pneumonie ou infarctus aigu du myocarde, selon les caractéristiques de l'hôpital et du patient, Ontario, 1998-1999

	Pneumonie				Infarctus aigu du myocarde			
	Total, hospitalisations	Décès à l'hôpital			Total, hospitalisations	Décès à l'hôpital		
		Nombre	% du total des hospitalisations	Chi carré <sup>‡</sup>		Nombre	% du total des hospitalisations	Chi carré <sup>‡</sup>
<b>Total</b>	<b>13 556</b>	<b>1 397</b>	<b>10,3</b>	<b>...</b>	<b>4 858</b>	<b>675</b>	<b>13,9</b>	<b>...</b>
<b>Caractéristiques de l'hôpital</b>								
<b>Changement dans la durée moyenne de séjour, 1995-1996 à 1998-1999</b>								
Augmentation	7 404	800	10,8	4,89	1 726	258	15,0	2,18
Faible diminution	2 987	287	9,6		1 680	228	13,6	
Diminution importante	1 945	185	9,5		1 388	184	13,3	
Valeur manquante	1 220	125	10,2		64	5	7,8	
<b>Fusion récente</b>								
Oui	1 359	147	10,8	0,43	88	13	14,8	0,06
Non	12 197	1 250	10,3		4 770	662	13,9	
<b>Durée moyenne de séjour, 1998-1999</b>								
Quartile 1 (la plus courte)	3 845	297	7,7		1 070	152	14,2	
Quartile 2	3 008	254	8,4	78,60*	1 125	134	11,9	10,00*
Quartile 3	3 143	386	12,3		1 580	211	13,4	
Quartile 4 (la plus longue)	3 560	460	12,9		1 083	178	16,4	
<b>Volume (congé)</b>								
Quartile 1 (le moins important)	577	47	8,2		213	30	14,1	
Quartile 2	1 601	133	8,3	13,20*	724	88	12,2	6,00
Quartile 3	3 815	427	11,2		1 951	256	13,1	
Quartile 4 (le plus important)	7 563	790	10,5		1 970	301	15,3	
<b>Niveau de complexité</b>								
Élevé	4 361	553	12,7	39,20*	965	152	15,8	3,50
Non élevé	9 195	844	9,2		3 893	523	13,4	
<b>Caractéristiques du patient</b>								
<b>Sexe</b>								
Homme	6 175	599	9,7	4,49*	3 319	370	11,2	66,06*
Femme	7 381	798	10,8		1 539	305	19,8	
<b>Groupe d'âge</b>								
2 à 11 ans	2 036	5	0,3					
12 à 24 ans	447	5	1,1		266 <sup>§</sup>	19	7,1	
25 à 44 ans	1 424	46	3,2					
45 à 59 ans	1 603	85	5,3	907,12*	1 188	51	4,3	279,79*
60 à 74 ans	3 480	318	9,1		1 894	220	11,6	
75 ans et plus	4 566	938	20,5		1 510	385	25,5	
<b>Hospitalisations connexes au cours de l'année précédente</b>								
0	12 123	1 207	10,0		4 358	558	12,8	
1	872	117	13,4	15,18*	306	76	24,8	43,45*
2 et plus	561	73	13,0		194	41	21,1	
<b>Complexité du cas</b>								
Aucune	9 577	463	4,8		3 854	331	8,6	
Due à un problème de santé chronique	2 239	332	14,8		489	101	20,7	
Due à un problème de santé grave	1 084	280	25,8	1 709,61*	353	152	43,1	602,37*
Due à une affection mettant en jeu le pronostic vital	656	322	49,1		162	91	56,2	

Source des données : Base de données sur les congés des patients, 1998-1999, Institut canadien d'information sur la santé

<sup>†</sup> Comprend les hospitalisations de référence et les réhospitalisations.

<sup>‡</sup> Sert à vérifier l'indépendance entre les décès à l'hôpital et les caractéristiques de l'hôpital ou du patient.

<sup>§</sup> Les groupes d'âge de 12 à 44 ans ont été combinés parce que les cellules étaient petites.

\*  $p \leq 0,05$ .

... N'ayant pas lieu de figurer.

Tableau B  
Rapports corrigés de cotes exprimant le risque de décès à l'hôpital dans le cas des hospitalisations pour pneumonie†, selon les caractéristiques de l'hôpital et du patient, Ontario, 1998-1999

	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Caractéristiques de l'hôpital</b>		
<b>Changement dans la durée moyenne de séjour, 1995-1996 à 1998-1999</b>		
Augmentation‡	1,00	...
Faible diminution	1,01	0,81 - 1,25
Diminution importante	0,96	0,77 - 1,21
<b>Fusion récente</b>		
Oui	0,72*	0,53 - 0,97
Non‡	1,00	...
<b>Durée moyenne de séjour, 1998-1999</b>		
Quartile 1 (la plus courte)	0,64*	0,51 - 0,80
Quartile 2	0,75*	0,60 - 0,94
Quartile 3	1,08	0,89 - 1,32
Quartile 4 (la plus longue)‡	1,00	...
<b>Volume (congés)</b>		
Quartile 1 (le moins important)	0,71	0,45 - 1,11
Quartile 2	0,82	0,63 - 1,05
Quartile 3	1,09	0,87 - 1,35
Quartile 4 (le plus important)‡	1,00	...
<b>Niveau de complexité</b>		
Élevé	0,71*	0,59 - 0,87
Non élevé‡	1,00	...
<b>Caractéristiques du patient</b>		
<b>Sexe</b>		
Homme	1,14	1,00 - 1,31
Femme‡	1,00	...
<b>Groupe d'âge</b>		
2 à 11 ans‡	1,00	...
12 à 24 ans	6,86*	1,32 - 35,76
25 à 44 ans	22,59*	6,15 - 82,94
45 à 59 ans	27,34*	7,17 - 104,31
60 à 74 ans	52,61*	14,02 - 197,33
75 ans et plus	133,11*	35,49 - 499,24
<b>Hospitalisations connexes au cours de l'année précédente</b>		
0‡	1,00	...
1	1,26	1,00 - 1,58
2 et plus	1,11	0,78 - 1,59
<b>Complexité du cas</b>		
Aucune‡	1,00	...
Due à un problème de santé chronique	2,55*	2,12 - 3,06
Due à un problème de santé grave	6,08*	4,85 - 7,63
Due à une affection mettant en jeu le pronostic vital	17,34*	13,55 - 22,19

Source des données : Base de données sur les congés des patients, 1998-1999, Institut canadien d'information sur la santé

† Comprend les hospitalisations de référence et les réhospitalisations.

‡ Catégorie de référence.

\*  $p \leq 0,05$ .

... N'ayant pas lieu de figurer.

Tableau C  
Rapports corrigés de cotes exprimant le risque de décès à l'hôpital dans le cas des hospitalisations pour infarctus aigu du myocarde†, selon les caractéristiques de l'hôpital et du patient, Ontario, 1998-1999

	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Caractéristiques de l'hôpital</b>		
<b>Changement dans la durée moyenne de séjour, 1995-1996 à 1998-1999</b>		
Augmentation‡	1,00	...
Faible diminution	0,77	0,57 - 1,05
Diminution importante	0,74	0,55 - 1,00
<b>Fusion récente</b>		
Oui	1,61	0,79 - 3,27
Non‡	1,00	...
<b>Durée moyenne de séjour, 1998-1999</b>		
Quartile 1 (la plus courte)	0,93	0,66 - 1,29
Quartile 2	0,87	0,60 - 1,26
Quartiles 3 et 4 (la plus longue)‡	1,00	...
<b>Volume (congés)</b>		
Quartile 1 (le moins important)	1,17	0,60 - 2,26
Quartile 2	0,96	0,60 - 1,54
Quartile 3	0,91	0,61 - 1,34
Quartile 4 (le plus important)‡	1,00	...
<b>Niveau de complexité</b>		
Élevé	0,69*	0,48 - 0,98
Non élevé‡	1,00	...
<b>Caractéristiques du patient</b>		
<b>Sexe</b>		
Homme	0,59*	0,49 - 0,72
Femme‡	1,00	...
<b>Groupe d'âge</b>		
2 à 44 ans‡	1,00	...
45 à 59 ans	0,53	0,27 - 1,02
60 à 74 ans	1,49	0,85 - 2,61
75 ans et plus	3,48*	1,84 - 6,56
<b>Hospitalisations connexes au cours de l'année précédente</b>		
0‡	1,00	...
1	1,93*	1,40 - 2,66
2 et plus	1,61	0,96 - 2,70
<b>Complexité du cas</b>		
Aucune‡	1,00	...
Due à un problème de santé chronique	3,40*	2,68 - 4,30
Due à un problème de santé grave	10,83*	7,90 - 14,84
Due à une affection mettant en jeu le pronostic vital	66,11*	33,82 - 129,24

Source des données : Base de données sur les congés des patients, 1998-1999, Institut canadien d'information sur la santé

† Comprend les hospitalisations de référence et les réhospitalisations.

‡ Catégorie de référence.

\*  $p \leq 0,05$ .

... N'ayant pas lieu de figurer.

# Arthroplastie de la hanche et du genou

Wayne J. Millar

## Résumé

### Objectifs

Le présent article décrit les tendances caractérisant les arthroplasties de la hanche et du genou de 1981-1982 à 1998-1999, en mettant l'accent sur les interventions pratiquées chez les personnes âgées. Il présente aussi des données sur les réhospitalisations survenues dans les 30 jours après l'obtention du congé.

### Sources des données

Les données sur l'arthroplastie de la hanche ou du genou couvrant la période de 1981-1982 à 1998-1999 proviennent de la Base de données sur la morbidité hospitalière. Les données sur les réhospitalisations en 1998-1999 sont tirées de la Base de données axées sur la personne. Enfin, les données supplémentaires sur l'arthrite proviennent de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1998-1999.

### Techniques d'analyse

Le calcul des taux d'hospitalisations a été fait en divisant le nombre de départs de l'hôpital après une arthroplastie de la hanche ou du genou par le chiffre de population pour le groupe âge-sexe pertinent et en multipliant le résultat par 100 000. Les taux d'hospitalisations normalisés selon l'âge ont été calculés en prenant pour référence les chiffres de population de 1998.

### Principaux résultats

De 1981-1982 à 1998-1999, les nombres et les taux d'arthroplasties de la hanche et du genou ont augmenté considérablement, mais la durée de l'hospitalisation a diminué pour chaque intervention. En 1998-1999, le nombre d'arthroplasties du genou était supérieur au nombre d'arthroplasties de la hanche. Les taux de mortalité hospitalière et de complications postopératoires sont assez faibles pour les deux interventions.

### Mots-clés

Dossiers de départ de l'hôpital, utilisation des services hospitaliers, durée de l'hospitalisation, intervention chirurgicale.

### Auteur

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

L'arthrose de la hanche et celle du genou sont deux des formes les plus fréquentes de maladie articulaire, ou arthropathie, dégénérative. Elles provoquent des douleurs intenses et un handicap fonctionnel considérable, puisqu'elles touchent les articulations soutenant le poids du corps les plus importantes. Étant la cause principale de l'arthropathie dégénérative, l'arthrose a d'énormes conséquences non seulement sur le plan physique, mais aussi sur le plan social, psychologique et économique<sup>1</sup>. La douleur et l'incapacité qui en résultent peuvent réduire la mobilité, contribuer à l'isolement social et à la dépression, et limiter l'autonomie fonctionnelle<sup>2</sup>. Puisque la population de 65 ans et plus augmente en nombre ainsi qu'en proportion du total de la population, il faut s'attendre à ce que la prévalence de l'arthrose, qui est plus fréquente chez les personnes âgées que chez les jeunes, augmentera considérablement au cours des trois prochaines décennies<sup>3</sup>.

L'arthroplastie de la hanche est depuis longtemps l'une des solutions offertes aux personnes âgées qui souffrent d'arthrose. Les progrès dans le domaine de la conception des prothèses et ceux de la chirurgie et de l'anesthésie ont également rendu l'arthroplastie du genou moins dangereuse pour les personnes âgées<sup>4-6</sup>. La décision de subir une arthroplastie est généralement prise lorsque

## Méthodologie

### Sources des données

Les données du présent article proviennent de la Base de données sur la morbidité hospitalière tenues à jour par Statistique Canada de 1981-1982 à 1994-1995 et par l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS) depuis 1995-1996. Les renseignements qui figurent dans cette base de données proviennent du formulaire d'admission/départ rempli par les hôpitaux à la fin de toute hospitalisation, au moment où un patient « quitte » l'hôpital, parce qu'il est renvoyé chez lui ou parce qu'il est décédé. Le fichier contient des données sur tous les cas de départs de l'hôpital enregistrés par les hôpitaux généraux et spécialisés durant l'exercice. Un patient peut être admis et recevoir son congé plusieurs fois durant une même année; par conséquent, les données correspondent au dénombrement des départs de l'hôpital et non des patients.

La présente analyse fournit les nombres et les taux d'arthroplasties de la hanche et du genou chez les personnes de 20 ans et plus; cependant, comme la majorité des personnes qui subissent une arthroplastie font partie du groupe des 65 ans et plus, l'article se concentre sur les personnes âgées. Durant la période de 1981-1982 à 1998-1999 visée par l'étude, 158 093 arthroplasties de la hanche et 128 834 arthroplasties du genou ont été pratiquées chez les personnes de 65 ans et plus.

Des données supplémentaires sur la prévalence de l'arthrite sont tirées de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1998-1999 réalisée par Statistique Canada. Lancée en 1994-1995, l'ENSP est conçue pour recueillir des renseignements sur la santé de la population du Canada tous les deux ans. Elle couvre la population à domicile et les personnes vivant dans les établissements de santé des provinces et des territoires, sauf les personnes qui vivent dans les réserves indiennes, les bases des Forces canadiennes et certaines régions éloignées.

L'ENSP comprend une composante transversale et une composante longitudinale. L'échantillon transversal de 1998-1999 (troisième cycle) de la composante des ménages comprend principalement les membres du panel longitudinal et leurs cohabitants. Pour s'assurer que cet échantillon soit représentatif, on a sélectionné au hasard des enfants nés en 1995 et après, ainsi que des immigrants admis au Canada après le début de 1995, que l'on a ajouté au panel longitudinal. En outre, pour remplacer la fraction de l'échantillon perdue par érosion, on a communiqué avec les personnes occupant les logements qui faisaient partie de la base de sondage initiale, mais dont les membres du ménage n'avaient pas participé à l'enquête en 1994-1995 pour leur demander de participer. En 1998-1999, le taux global de réponse au niveau des ménages était de 88,2 %. Le taux de réponse pour les personnes de 0 an (naissance) et plus sélectionnées dans ces ménages était de 98,5 %. Les données du fichier transversal du cycle de 1998-1999 ont été recueillies auprès d'un échantillon de 17 244 personnes. Toujours pour ce cycle de l'ENSP, la taille de l'échantillon de personnes de 65 ans et plus était de 2 851.

Les données de l'ENSP sont sauvegardées dans deux fichiers. Le Fichier général contient les renseignements généraux sur les caractéristiques sociodémographiques et sur la santé de tous les membres des ménages participants. Le Fichier santé contient les

renseignements détaillés sur la santé recueillis, pour chaque ménage participant, auprès d'une personne sélectionnée au hasard dans le ménage, ainsi que les données du Fichier général se rapportant à ces personnes. Les données sur l'arthrite proviennent du Fichier santé de la composante transversale de l'ENSP de 1998-1999. Une description plus détaillée du plan de sondage, de l'échantillon et des méthodes d'interview de l'ENSP figure dans des rapports publiés antérieurement<sup>7-9</sup>.

Les estimations démographiques utilisées pour le calcul des taux ont été fournies par la Division de la démographie de Statistique Canada.

La Base de données axées sur la personne de Statistique Canada, qui est un sous-ensemble de la Base de données sur la morbidité hospitalière de l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS), a permis d'étudier les taux de réhospitalisations dans les 30 jours suivant une arthroplastie de la hanche ou du genou. La base de données contient des numéros d'identification personnels qui permettent de déterminer le nombre de réhospitalisations d'une même personne (les noms des patients ne sont pas communiqués à Statistique Canada). En 1998-1999, on a dénombré 1 056 123 départs de l'hôpital chez les personnes de 65 ans et plus. Après exclusion des non-résidents et des dossiers non valides, le nombre d'enregistrements couplés à une personne était de 1 032 985, ce qui représente un taux de couplage de 98 %.

### Techniques d'analyse

Pour calculer les taux d'hospitalisations, on a divisé le nombre de départs de l'hôpital à la suite d'une arthroplastie de la hanche ou du genou par l'estimation démographique pour le groupe âge-sexe pertinent et on a multiplié le résultat par 100 000. On a calculé les intervalles de confiance pour évaluer la variation des taux provinciaux de 1981-1982 à 1998-1999. La signification statistique de l'écart entre tout taux provincial et le taux national enregistrés en 1998-1999 a été établie au moyen du test z (écart réduit) bilatéral. On s'est servi du test t bilatéral pour déterminer si les écarts entre les durées moyennes d'hospitalisation en 1981-1982 et en 1998-1999, ainsi qu'entre toute province et la valeur nationale, étaient significatifs<sup>10</sup>.

Les taux d'arthroplasties de la hanche et du genou ont été normalisés selon l'âge en prenant pour référence, pour les hommes et pour les femmes, la population du Canada de 1998. Les taux provinciaux normalisés selon l'âge ont été comparés au taux national. Les taux provinciaux ont trait aux patients qui résidaient dans la province où a eu lieu l'intervention chirurgicale (voir *Limites*). En 1998-1999, les non-résidents représentaient moins de 2 % des départs de l'hôpital après une arthroplastie de la hanche ou du genou.

Dans le fichier de données hospitalières axées sur la personne produit par couplage pour 1998-1999, 11 523 personnes de 65 ans et plus avaient subi une arthroplastie de la hanche, et 13 429, une arthroplastie du genou. L'admission initiale à l'hôpital est considérée comme étant l'hospitalisation « de référence ». Pour tout cas de référence faisant l'objet d'une réhospitalisation dans les 30 jours après l'obtention du congé, on a examiné les trois premiers codes de diagnostic et les trois premiers codes d'intervention chirurgicale afin de déterminer les raisons principales de la réhospitalisation.

la pharmacothérapie et (ou) les interventions chirurgicales moins effractives ne donnent plus aucun résultat. L'arthroplastie de la hanche ou du genou peut transformer la vie du patient en réduisant la douleur chronique et en lui rendant une autonomie fonctionnelle<sup>11,12</sup>. Des améliorations importantes ont été notées chez ces patients sur le plan de la gestion de la douleur, du sommeil et de l'incapacité<sup>2,13,14</sup>.

Le présent article décrit les tendances observées pour l'arthroplastie de la hanche et du genou chez les Canadiens adultes de 1981-1982 à 1998-1999. Comme la majorité des personnes qui subissent ces interventions sont des personnes âgées, l'analyse se concentre sur la population de 65 ans et plus. On y présente, pour l'arthroplastie de la hanche et celle du genou, les nombres et taux annuels pour le Canada et les provinces, ainsi que pour divers groupes d'âge chez les personnes âgées (voir *Méthodologie, Limites et Définitions*). L'article offre également des renseignements sur le nombre total de journées d'hospitalisation et la durée moyenne de l'hospitalisation au cours de la même période. L'étude de la réhospitalisation dans les 30 jours qui

suivent une arthroplastie de la hanche ou du genou est fondée sur un sous-ensemble de la Base nationale de données sur la morbidité hospitalière contenant des numéros d'identification personnels.

### Croissance régulière

De 1981-1982 à 1998-1999, le nombre de départs de l'hôpital à la suite d'une arthroplastie de la hanche ou du genou a augmenté régulièrement et fortement (tableau 1). Chez les personnes de 20 ans et plus, 18 516 départs de l'hôpital après une arthroplastie de la hanche ont eu lieu en 1998-1999, chiffre trois fois plus élevé environ que les 6 339 enregistrés en 1981-1982. Pour l'arthroplastie du genou, les données révèlent une hausse encore plus importante, le nombre étant passé de 1 730 à 19 818.

Les taux normalisés selon l'âge pour 100 000 personnes de 20 ans et plus ont également beaucoup augmenté. Pour l'arthroplastie de la hanche, il est passé de 42,8 en 1981-1982 à 83,5 en 1998-1999. Pour l'arthroplastie du genou, durant la même période, il est passé de 11,7 à 89,4 pour 100 000.

Tableau 1  
Certains indicateurs pour l'arthroplastie de la hanche ou du genou, population de 20 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1981-1982 à 1998-1999

Arthroplastie de la hanche	1981-1982	1986-1987	1991-1992	1998-1999	Arthroplastie du genou	1981-1982	1986-1987	1991-1992	1998-1999
<b>Hommes et femmes confondus</b>					<b>Hommes et femmes confondus</b>				
Nombre de départs de l'hôpital	6 339	11 355	15 415	18 516	Nombre de départs de l'hôpital	1 730	5 175	11 108	19 818
Taux normalisé selon l'âge/100 000 personnes	42,8	68,3	81,4	83,5	Taux normalisé selon l'âge/100 000 personnes	11,7	31,2	58,5	89,4
% de départs de l'hôpital					% de départs de l'hôpital				
65 ans et plus	61,0	64,6	66,4	67,5	65 ans et plus	62,9	70,3	74,7	73,3
75 ans et plus	25,2	27,5	30,0	33,0	75 ans et plus	24,1	28,1	29,6	31,7
<b>Hommes</b>					<b>Hommes</b>				
Nombre de départs de l'hôpital	2 663	4 655	6 224	7 951	Nombre de départs de l'hôpital	543	1 762	4 221	7 908
Taux normalisé selon l'âge/100 000 personnes	39,4	62,6	73,9	80,1	Taux normalisé selon l'âge/100 000 personnes	8,2	24,3	50,7	80,9
% de départs de l'hôpital					% de départs de l'hôpital				
65 ans et plus	55,7	59,1	59,5	60,7	65 ans et plus	59,1	66,8	72,8	72,7
75 ans et plus	19,1	21,3	24,3	26,1	75 ans et plus	21,7	26,4	26,0	29,2
<b>Femmes</b>					<b>Femmes</b>				
Nombre de départs de l'hôpital	3 676	6 700	9 191	10 565	Nombre de départs de l'hôpital	1 187	3 413	6 887	11 910
Taux normalisé selon l'âge/100 000 personnes	45,2	72,4	87,0	85,6	Taux normalisé selon l'âge/100 000 personnes	14,6	36,7	64,8	97,1
% de départs de l'hôpital					% de départs de l'hôpital				
65 ans et plus	64,8	68,5	71,0	72,6	65 ans et plus	64,7	72,1	75,9	73,7
75 ans et plus	29,6	31,8	33,8	38,2	75 ans et plus	25,2	28,9	31,8	33,3

Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 1998-1999

Nota : L'arthroplastie de la hanche correspond aux codes 93.51 ou 93.59 de la Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux pour les interventions chirurgicales primaires ou secondaires; l'arthroplastie du genou correspond au code 93.41 pour les interventions chirurgicales primaires ou secondaires.

## Limites

La sélection des cas d'arthroplasties de la hanche ou du genou est basée sur les deux premières interventions chirurgicales énumérées sur le formulaire de départ de l'hôpital. Dans la plupart des provinces, la désignation d'une intervention chirurgicale comme étant primaire ou secondaire reflète l'importance de l'intervention, ainsi que son rôle dans la durée de l'hospitalisation et le coût des soins hospitaliers. Les critères de sélection couvrent la majorité des arthroplasties de la hanche ou du genou.

Les taux d'arthroplasties de la hanche et du genou sont calculés pour l'ensemble de la population de 20 ans et plus et pour les personnes âgées de 65 ans et plus; il n'a pas été possible d'exclure des dénominateurs les personnes qui avaient déjà subi l'intervention.

Les chiffres couvrent uniquement les personnes qui résidaient dans la province où l'intervention chirurgicale a été pratiquée. Les bases de données provinciales ne contiennent pas toutes des renseignements sur les résidents qui obtiennent des services hospitaliers à l'extérieur de leur province de résidence. Par conséquent, les personnes qui ont subi une arthroplastie dans une autre province pourraient ne pas être dénombrées. Toutefois, l'exclusion de ces personnes ne devrait avoir que peu d'effet sur les résultats, puisque moins de 2 % des arthroplasties de la hanche ou du genou avaient eu lieu hors province.

Les numéros d'assurance-maladie sont attribués par les ministères provinciaux de la Santé. Un nouveau numéro est attribué à toute personne qui déménage dans une autre province. Par conséquent, les personnes pour lesquelles un départ de l'hôpital a été consigné dans diverses provinces durant la même année pourraient avoir été comptées plus d'une fois.

La présente analyse n'inclut ni les Territoires du Nord-Ouest ni le Yukon ni le Nunavut. Toutefois, le nombre d'arthroplasties de la hanche et du genou pratiquées dans le Nord est faible et ne devrait pas influencer considérablement les résultats.

Les dossiers d'hospitalisation sont produits pour l'exercice, mais les estimations démographiques utilisées pour calculer les taux sont produites pour un jour particulier de l'année civile. Cependant, puisque le chiffre de population varie très peu en une seule année, tout effet devrait être minime et ne pas nuire à la validité des résultats.

Les estimations de la prévalence de l'arthrite d'après les données de l'ENSP sont fondées sur l'autodéclaration d'un diagnostic « d'arthrite ou de rhumatisme » posé par un professionnel de la santé et pourraient ne pas correspondre à la prévalence de l'arthrose

ou de la polyarthrite rhumatoïde que permettraient d'établir les données administratives ou les dossiers cliniques.

La durée de l'hospitalisation s'entend du nombre total de jours passés à l'hôpital pour un départ de l'hôpital donné. Le fichier de données sur la morbidité hospitalière ne permet pas de calculer par sommation la durée totale de l'hospitalisation pour un cas donné si le patient a été transféré dans un autre hôpital. En Ontario, l'Institut de recherche en services de santé a étudié le nombre de jours d'hospitalisation dans les hôpitaux de soins de courte durée, d'une part, et dans les établissements de réadaptation, d'autre part, afin d'observer sous un autre angle les tendances concernant la durée de l'hospitalisation<sup>15</sup>. On pourrait s'attendre à ce que les hospitalisations soient moins longues dans les hôpitaux de soins de courte durée, qui peuvent transférer les patients, que dans les établissements n'ayant pas cette option. Dans le fichier national de données sur la morbidité hospitalière, il est impossible de faire la distinction entre les hôpitaux de soins de courte durée et ceux qui sont utilisés principalement en tant qu'établissements de réadaptation.

La réhospitalisation dans les 30 jours est une mesure limitée des complications de l'intervention chirurgicale, parce qu'elle ne tient pas compte de l'état du patient avant et après l'hospitalisation. La comorbidité avant l'admission à l'hôpital correspond à un état qui, habituellement, a un effet important sur la durée de l'hospitalisation et(ou) influence la conduite du traitement du malade pendant son séjour à l'hôpital. La comorbidité après l'admission décrit un état survenu après l'admission à l'hôpital qui influe sur la conduite du traitement du malade durant son séjour à l'hôpital. Dans la présente analyse, il n'a pas été possible d'examiner la comorbidité avant ou après l'admission, parce que cinq provinces ne recueillent pas ces données.

La réhospitalisation des patients qui ont subi une arthroplastie pourrait n'être aucunement liée à cette intervention. Par exemple, bien que l'embolie pulmonaire soit une complication éventuellement grave de l'arthroplastie de la hanche ou du genou, elle peut aussi être la complication de plusieurs autres maladies.

Dans la présente analyse, la mortalité associée à l'arthroplastie ne couvre que la mortalité hospitalière. Les taux ne reflètent pas les décès survenus à l'extérieur de l'hôpital après qu'une personne ait reçu son congé.

Le taux d'arthroplasties de la hanche a pour ainsi dire doublé aussi bien chez les hommes que chez les femmes. Pour l'arthroplastie du genou, l'augmentation est nettement plus importante et varie selon le sexe. Le taux a augmenté d'un facteur de dix environ chez les hommes et d'un facteur de sept chez les femmes.

### Principalement les personnes âgées

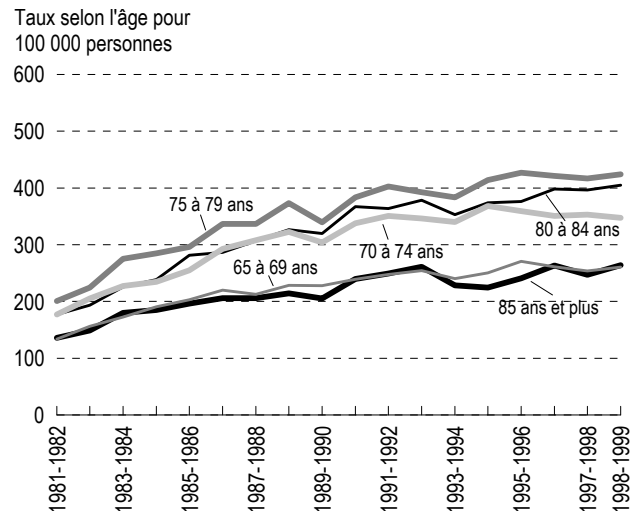
La majorité des arthroplasties de la hanche et du genou sont pratiquées chez les personnes âgées. En 1998-1999, les deux tiers des départs de l'hôpital après une arthroplastie de la hanche et presque les trois quarts après une arthroplastie du genou concernaient des personnes de 65 ans et plus. Pour l'une et l'autre forme d'intervention, environ le tiers des départs étaient associés à des personnes très âgées (75 ans et plus).

En 1981-1982, ni l'une ni l'autre intervention ne comptait parmi les 10 principales interventions chirurgicales chez les personnes âgées. En 1998-1999, l'arthroplastie totale du genou était, par ordre décroissant, la troisième des interventions chirurgicales les plus fréquentes chez les personnes de 65 ans et plus; l'arthroplastie de la hanche venait en sixième position (données non présentées). Chez les femmes âgées, l'arthroplastie du genou occupait le deuxième rang et celle de la hanche, le quatrième. Chez les hommes âgés, l'arthroplastie du genou occupait le cinquième rang et celle de la hanche, le septième.

### Arthroplastie de la hanche

En 1998-1999, 12 492 arthroplasties de la hanche ont été pratiquées chez les personnes âgées, chiffre en hausse par rapport aux 3 865 interventions de ce genre enregistrées en 1981-1982 (tableau A en annexe). Le taux normalisé selon l'âge pour 100 000 personnes de 65 ans et plus était de 335,3 en 1998-1999, c'est-à-dire plus du double du taux observé en 1981-1982, soit 164,6. Le taux d'arthroplasties de la hanche a augmenté pour presque tous les groupes d'âge chez les personnes âgées, mais c'est pour celui des 75 à 79 ans qu'il a été le plus élevé pendant toute la période de référence (graphique 1). Il a augmenté fortement chez les

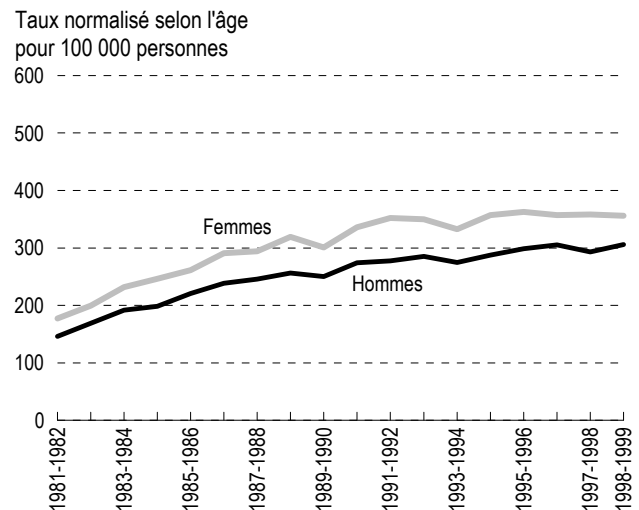
Graphique 1  
Taux d'arthroplasties de la hanche, selon le groupe d'âge, population de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1981-1982 à 1998-1999



Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 1998-1999

Nota : L'arthroplastie de la hanche correspond aux codes 93.51 ou 93.59 de la Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux pour les interventions chirurgicales primaires ou secondaires.

Graphique 2  
Taux normalisés selon l'âge d'arthroplasties de la hanche, selon le sexe, population de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1981-1982 à 1998-1999



Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 1998-1999

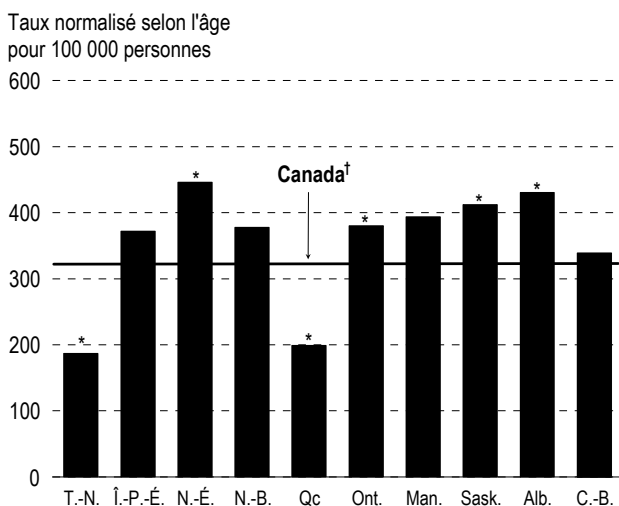
Nota : L'arthroplastie de la hanche correspond aux codes 93.51 ou 93.59 de la Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux pour les interventions chirurgicales primaires ou secondaires.

hommes ainsi que chez les femmes, mais il a été systématiquement plus élevé chez ces dernières (graphique 2).

En 1998-1999, le taux d'arthroplasties de la hanche était significativement plus élevé chez les femmes âgées que chez les hommes âgés, quel que soit le groupe d'âge (données non présentées). Ces résultats pourraient refléter une différence de prévalence de l'arthrose ou des limitations fonctionnelles dues à cette maladie entre les hommes et les femmes.

Bien que le taux d'arthroplasties de la hanche chez les personnes âgées ait augmenté dans toutes les provinces (tableau B en annexe), les écarts interprovinciaux sont importants. En 1998-1999, le taux normalisé selon l'âge était significativement supérieur à la moyenne nationale pour la Nouvelle-Écosse, l'Alberta, la Saskatchewan et l'Ontario (graphique 3). En revanche, pour Terre-Neuve et pour le Québec, il était significativement inférieur à cette moyenne.

Graphique 3  
Taux normalisés selon l'âge d'arthroplasties de la hanche, population de 65 ans et plus, Canada et provinces, 1998-1999



Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 1998-1999

Nota : L'arthroplastie de la hanche correspond aux codes 93.51 ou 93.59 de la Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux pour les interventions chirurgicales primaires ou secondaires.

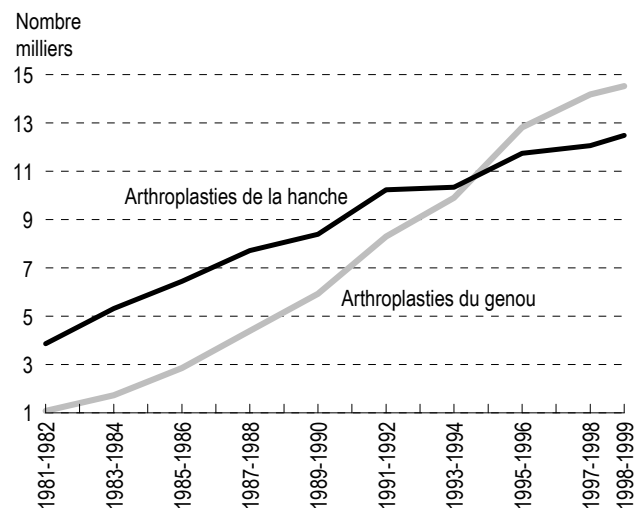
† Territoires non compris.

\*Taux significativement différent du taux national ( $p \leq 0,05$ ).

## Prédominance de l'arthroplastie du genou

En tout, 14 529 arthroplasties du genou ont été pratiquées chez les personnes âgées en 1998-1999, comparativement à 1 089 en 1981-1982 (tableau C en annexe). En fait, depuis le milieu des années 1990, le nombre annuel d'arthroplasties du genou est plus élevé que le nombre d'arthroplasties de la hanche (graphique 4). Par contre, au début des années 1980, un nombre assez faible de personnes âgées avaient subi une arthroplastie du genou, situation qui témoigne du caractère nouveau que revêtait ce genre d'intervention à l'époque. Le taux normalisé selon l'âge d'arthroplasties du genou a augmenté fortement durant la période de référence, passant de 45,9 à 389,9 pour 100 000 personnes de 65 ans et plus. La hausse s'observe chez les personnes âgées de tout âge, même celles d'âge très avancé (graphique 5).

Graphique 4  
Départs de l'hôpital après une arthroplastie de la hanche ou du genou, selon le groupe d'âge, population de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1981-1982 à 1998-1999

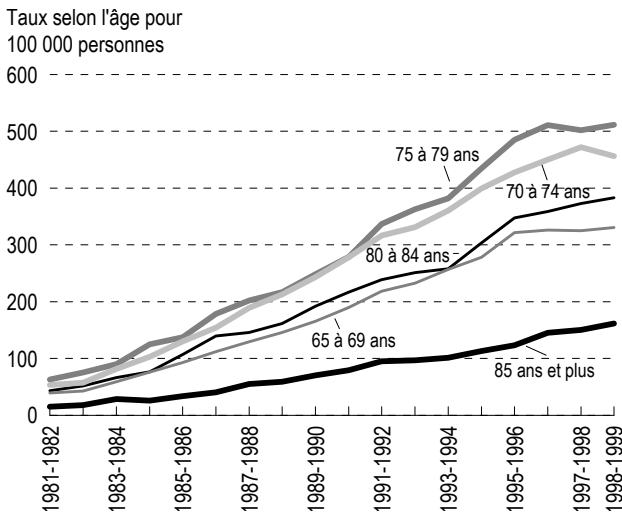


Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 1998-1999

Nota : L'arthroplastie de la hanche correspond aux codes 93.51 ou 93.59 de la Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux pour les interventions chirurgicales primaires ou secondaires; l'arthroplastie du genou correspond au code 93.41 pour les interventions chirurgicales primaires ou secondaires.



**Graphique 5**  
**Taux d'arthroplasties du genou, selon le groupe d'âge, population de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1981-1982 à 1998-1999**



**Source des données :** Base de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 1998-1999  
**Nota :** L'arthroplastie du genou correspond au code 93.41 de la Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux pour les interventions chirurgicales primaires ou secondaires.

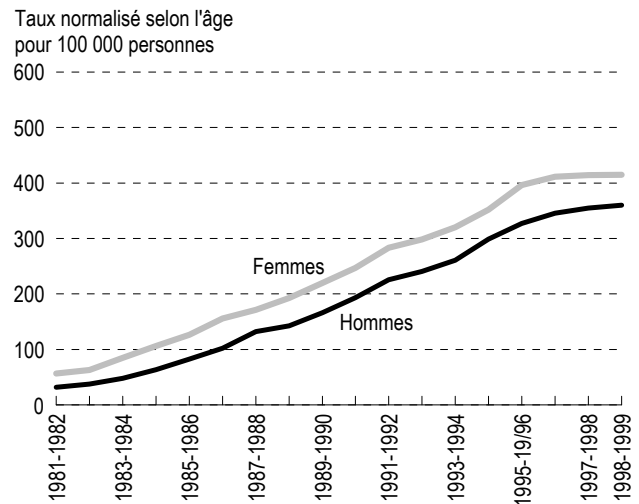
Cette croissance importante s'observe chez les personnes des deux sexes, mais le taux est systématiquement plus élevé chez les femmes que chez les hommes (graphique 6). En 1998-1999, le taux d'arthroplasties du genou était significativement plus élevé chez les femmes âgées que chez leurs homologues masculins, quel que soit le groupe d'âge, sauf celui des 85 ans et plus (données non présentées).

Le taux d'arthroplasties du genou chez les personnes âgées a augmenté dans toutes les provinces, et on observe à cet égard des écarts interprovinciaux assez marqués. En 1998-1999, quatre provinces, c'est-à-dire la Nouvelle-Écosse, l'Ontario, le Manitoba et la Saskatchewan, avaient un taux significativement plus élevé que la moyenne nationale. En revanche, à Terre-Neuve, au Québec et en Colombie-Britannique, le taux était nettement inférieur (graphique 7).

### Prévalence de l'arthrite

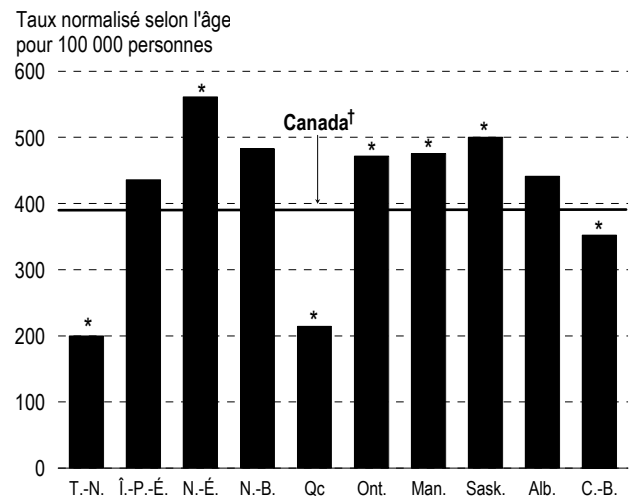
Le fait que les taux d'arthroplasties de la hanche et du genou soient plus élevés chez les femmes que

**Graphique 6**  
**Taux normalisés selon l'âge d'arthroplasties du genou, selon le sexe, population de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1981-1982 à 1998-1999**



**Source des données :** Base de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 1998-1999  
**Nota :** L'arthroplastie du genou correspond au code 93.41 de la Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux pour les interventions chirurgicales primaires ou secondaires.

**Graphique 7**  
**Taux normalisés selon l'âge d'arthroplasties du genou, selon la province, population de 65 ans et plus, Canada et provinces, 1998-1999**

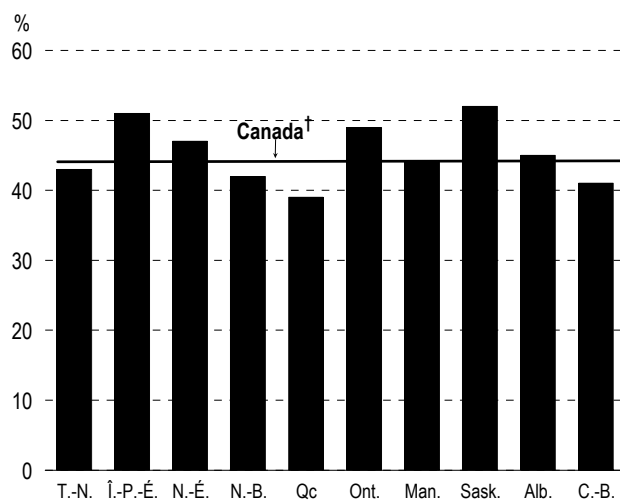


**Source des données :** Base de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 1998-1999  
**Nota :** L'arthroplastie du genou correspond au code 93.41 de la Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux pour les interventions chirurgicales primaires ou secondaires.  
 † Territoires non compris.  
 \* Taux significativement différent du taux national ( $p \leq 0,05$ ).

chez les hommes âgés tient peut-être à la plus forte prévalence de l'arthrite ou des rhumatismes chez les femmes. D'après l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1998-1999, 52 % des femmes de 65 ans et plus, mais 35 % des hommes du même âge, ont dit souffrir d'arthrite ou de rhumatisme. Chez les personnes âgées, cet écart persiste à tout âge, sauf pour le groupe des 85 ans et plus (données non présentées).

Néanmoins, il semble que l'arthrite ne soit pas un déterminant important de la variation interprovinciale des taux d'arthroplasties, puisque les écarts provinciaux de la prévalence de cette maladie ne sont aucunement significatifs (graphique 8). Par conséquent, les faibles taux d'arthroplasties observés à Terre-Neuve et au Québec, et les taux élevés enregistrés en Nouvelle-Écosse, en Ontario et en Saskatchewan, ne reflètent pas la prévalence de l'arthrite dans ces provinces. C'est d'ailleurs ce que révèle une étude portant sur l'Ontario selon laquelle la prévalence de l'arthrite selon la région n'est que faiblement associée aux taux d'arthroplasties<sup>16</sup>.

Graphique 8  
Prévalence de l'arthrite, population à domicile de 65 ans et plus, Canada et provinces, 1998-1999



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

Nota : Aucun écart entre taux provinciaux de prévalence de l'arthrite n'est significatif ( $p \leq 0,05$ , corrigé pour les comparaisons multiples).

† Territoires non compris.

## Hospitalisation moins longue

Au cours des 20 dernières années, la durée moyenne de séjour à l'hôpital a diminué, quelle que soit la catégorie d'hospitalisation<sup>17</sup>. Cette tendance s'applique aussi à l'arthroplastie de la hanche ou du genou, même chez les personnes âgées.

Chez les personnes de 65 ans et plus, la durée moyenne de l'hospitalisation pour une arthroplastie de la hanche a diminué de plus de la moitié de 1981-1982 à 1998-1999, passant de 26,7 à 11,4 jours (tableau E en annexe). Dans le cas de l'arthroplastie

### Définitions

L'arthroplastie, pratiquée fréquemment pour traiter l'arthrose, donne surtout de bons résultats dans le cas des grosses articulations, comme la hanche et le genou. L'arthroplastie de la hanche ou du genou est habituellement recommandée lorsque les traitements plus conservateurs et moins effractifs (pharmacothérapie, physiothérapie, par exemple) ne permettent pas de soulager adéquatement la douleur et la perte de mobilité causées par la détérioration de l'articulation. L'opération consiste à exciser l'articulation endommagée et à la remplacer par une prothèse en plastique et/ou en métal.

Conformément à la *Classification canadienne des actes diagnostiques thérapeutiques et chirurgicaux*<sup>18</sup>, l'arthroplastie de la hanche a été définie comme étant l'existence, dans les dossiers de départ des patients, des codes d'intervention 93.51 (avec utilisation de méthacrylate de méthyle) ou 93.59 (autre arthroplastie totale de la hanche). L'arthroplastie du genou a été définie comme étant l'existence du code 93.41, arthroplastie totale du genou (géométrie) (polycentrique). Ces codes correspondent à la modification clinique de la *Classification internationale des maladies*, 9<sup>e</sup> révision (CIM-9)<sup>19</sup>. Certains chercheurs ont exclu de leur étude les patients présentant diverses comorbidités<sup>20</sup>. Cependant, comme le fichier national de données sur la morbidité hospitalière ne contenait aucune information sur les états comorbides, tous les cas d'arthroplastie totale de la hanche ou du genou ont été sélectionnés pour l'analyse.

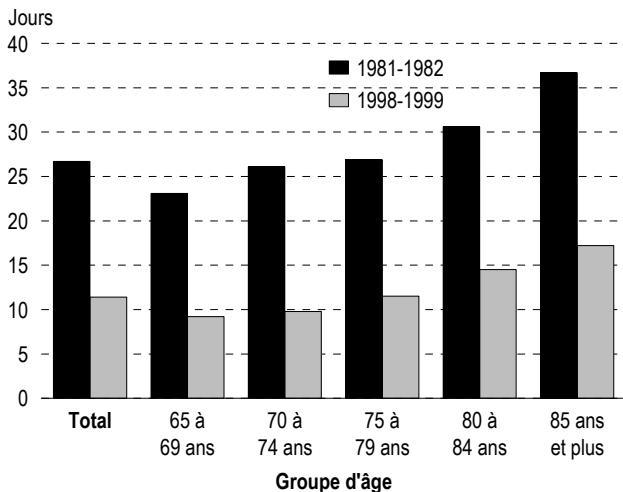
On a demandé aux personnes qui ont participé à l'Enquête nationale sur la santé de la population si un professionnel de la santé avait diagnostiqué chez elles un problème de santé de longue durée, c'est-à-dire un problème qui persiste ou qui devrait persister six mois ou plus. L'un des problèmes de santé énumérés était l'arthrite ou le rhumatisme. Les personnes qui ont répondu « oui » ont été considérées comme souffrant d'arthrite (voir *Limites*).

du genou, la baisse est encore plus importante, le nombre de jours étant passé de 25,6 à 9,1 (tableau F en annexe).

Naturellement, la durée de l'hospitalisation tend à augmenter selon que le patient est plus âgé. En 1998-1999, les personnes de 65 à 69 ans ayant subi une arthroplastie de la hanche ont passé, en moyenne, 9,2 jours à l'hôpital; pour celles de 85 ans et plus, l'hospitalisation a duré jusqu'à 17,2 jours. Pour l'arthroplastie du genou, la fourchette était un peu plus étroite : de 8,2 jours pour le groupe des 65 à 69 ans à 11,6 jours pour celui des 85 ans et plus (voir *Mortalité hospitalière et réhospitalisation*). Pourtant, quel que soit l'âge du patient ou de la patiente, la durée moyenne de l'hospitalisation a diminué considérablement de 1981-1982 à 1998-1999 (graphiques 9 et 10).

Pour les deux types d'opérations, la durée moyenne de l'hospitalisation des personnes âgées varie selon la province. En 1998-1999, pour l'arthroplastie de la hanche, la moyenne variait de 9,8 jours en Alberta à 15,6 jours au Nouveau-Brunswick. Pour l'arthroplastie du genou,

Graphique 9  
Durée moyenne de l'hospitalisation pour l'arthroplastie de la hanche, selon le groupe d'âge, population de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1981-1982 à 1998-1999



Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 1998-1999

Nota : L'arthroplastie de la hanche correspond aux codes 93.51 ou 93.59 de la Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux pour les interventions chirurgicales primaires ou secondaires.

**Mortalité hospitalière et réhospitalisation**

La mortalité hospitalière associée à l'arthroplastie de la hanche ou du genou est faible. En 1998-1999, environ 1,5 % des patients de 65 ans et plus ayant subi une arthroplastie de la hanche et 0,5 % ayant subi une arthroplastie du genou sont décédés à l'hôpital dans les 30 jours qui ont suivi l'intervention. En outre, ces décès n'étaient pas tous attribuables à l'intervention, puisque certains patients souffraient peut-être d'autres problèmes de santé qui ont influencé l'issue.

La fréquence des complications est également faible chez les personnes âgées ayant subi une arthroplastie. Les complications les plus courantes de l'arthroplastie de la hanche sont les problèmes mécaniques que pose une orthèse interne (3,2 %) ou une luxation de la hanche (1,4 %). L'infection et la thrombo-embolie étaient assez peu courantes, résultat qui reflète le recours à la pharmacothérapie et à diverses autres mesures prophylactiques pour réduire le risque. Dans le cas de l'arthroplastie du genou, les complications les plus fréquentes étaient l'infection et la réaction inflammatoire à l'implant.

**Mortalité hospitalière et certaines complications dans les 30 jours après une arthroplastie de la hanche ou du genou, population de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999**

	Hanche		Genou	
	Nombre	%	Nombre	%
<b>Mortalité hospitalière</b>	174	1,51	73	0,54
<b>Complications nécessitant une réhospitalisation</b>				
Complications mécaniques, orthèse interne	363	3,15	46	0,34
Luxation (hanche)	164	1,42	...	...
Infection/réaction inflammatoire liée à l'implant	61	0,53	73	0,54
Hémorragie/hématome	64	0,56	43	0,32
Thrombo-embolie (thrombose veineuse profonde)	40	0,35	52	0,39
Embolie pulmonaire	45	0,39	36	0,27
Autre complication due à une orthèse interne	41	0,36	49	0,36
Cardiaques, liées à l'intervention	11	0,10	15	0,11
Respiratoires, liées à l'intervention	10	0,09	10	0,07

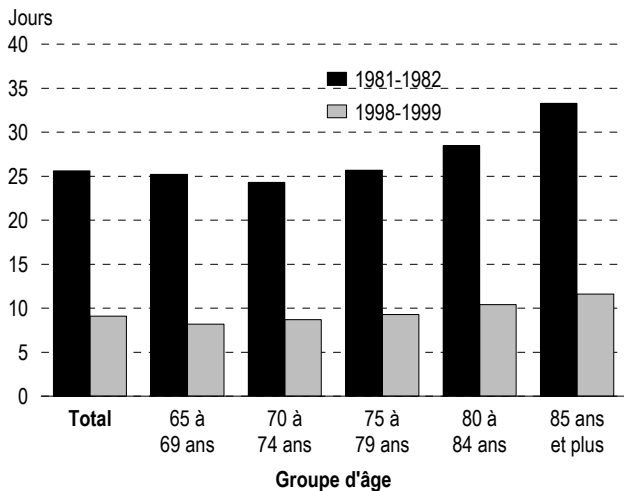
Sources des données : Base de données sur la morbidité hospitalière de 1998-1999; Base de données axées sur la personne, 1998-1999

Nota : Le mortalité pourrait être sous-estimée, certains patients pouvant être décédés des suites de l'opération après leur départ de l'hôpital. Certaines complications pourraient être dues à des problèmes de santé préexistants, par exemple, l'embolie pulmonaire.

... N'ayant pas lieu de figurer.

Graphique 10

**Durée moyenne de l'hospitalisation pour l'arthroplastie du genou, selon le groupe d'âge, population de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1981-1982 à 1998-1999**



**Source des données :** Base de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 1998-1999

**Nota :** L'arthroplastie du genou correspond au code 93.41 de la Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux pour les interventions chirurgicales primaires ou secondaires.

elle variait de 7,9 jours en Ontario à 13,5 jours à l'Île-du-Prince-Édouard. Ces différences pourraient tenir partiellement à la structure par âge de la population subissant l'intervention, aux soins disponibles après l'opération (officiels ou non officiels), ainsi qu'à la distance entre la collectivité et l'hôpital.

### Mot de la fin

De 1981-1982 à 1998-1999, le nombre annuel d'arthroplasties de la hanche et du genou a augmenté fortement, si bien que ces opérations comptent parmi les 10 interventions chirurgicales les plus fréquemment pratiquées chez les personnes âgées dans les hôpitaux canadiens. Cette augmentation marquée s'observe chez les hommes ainsi que chez les femmes et chez les personnes âgées de tous âges, les taux étant toutefois systématiquement plus élevés

chez les femmes. Vers le milieu des années 1990, l'arthroplastie du genou est devenue plus fréquente que l'arthroplastie de la hanche, vraisemblablement parce que l'amélioration des techniques d'anesthésie et de chirurgie ont rendu cette opération moins risquée chez les patients âgés.

Les taux d'hospitalisations pour une arthroplastie de la hanche ou du genou ont augmenté dans les diverses régions du pays, mais les variations entre provinces sont importantes. Les écarts interprovinciaux entre les taux de chirurgies sont parfois attribués à la disponibilité des chirurgiens orthopédistes. Cependant, selon une étude réalisée en 2001, le lien entre la disponibilité des chirurgiens orthopédistes et le taux d'arthroplasties de la hanche ou du genou est faible, voire inexistant<sup>21</sup>. La disponibilité des lits d'hôpitaux, la concurrence pour les salles d'opération, les décisions de la direction de l'hôpital concernant les achats d'instruments et d'appareils médicaux, les idées couramment admises par les spécialistes quant au traitement le plus approprié sont d'autres facteurs susceptibles de contribuer aux variations interprovinciales<sup>22-24</sup>. Les facteurs liés aux patients, comme le fait d'être au courant des diverses options de traitement et les facteurs d'ordre psychologique, social et économique qui influent sur la demande de services de santé peuvent également jouer un rôle important<sup>25</sup>.

Il est probable que les nombres d'arthroplasties de la hanche et du genou augmenteront au cours des 10 prochaines années. En principe, on assistera à une croissance de la population de 65 ans et plus; par conséquent, même si les taux d'interventions demeurent au niveau actuel, les changements démographiques pourraient donner lieu à une augmentation considérable du nombre d'interventions. En outre, la demande pourrait augmenter à mesure que les techniques opératoires s'amélioreront et que le public sera plus conscient du succès des interventions. ●

## Références

1. J.N. Katz, « Preferences, quality and the (under)utilization of total joint arthroplasty », *Medical Care*, 39(3), 2001, p. 203-205.
2. P. Rissanen, S. Aro, H. Sintonen *et al.*, « Quality of life and functional ability in hip and knee replacements: a prospective study », *Quality of Life Research*, 5(1), 1996, p. 56-64.
3. E.M. Badley et P.P. Wang, « Arthritis and the aging population: projections of arthritis prevalence in Canada, 1991 to 2031 », *Journal of Rheumatology*, 25(1), 1998, p. 138-144.
4. W.J. Millar et G.B. Hill, « Fractures de la hanche : mortalité, morbidité et traitement chirurgical », *Rapports sur la santé*, 6(3), 1994, p. 323-337 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
5. A. Tennant, J. Fear, A. Pickering *et al.*, « Prevalence of knee problems in the population aged 55 years and over: identifying the need for knee arthroplasty », *British Journal of Medicine*, 20, 310(6990), 1995, p. 1291-1293.
6. S.D. Martin, R.D. Scott et T.S. Thornhill, « Current concepts of total knee arthroplasty », *Journal of Orthopedics, Sports and Physical Therapy*, 28(4), 1999, p. 252-261.
7. J.-L. Tambay et G. Catlin, « Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population », *Rapports sur la santé*, 7(1), 1995, p. 31-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
8. Statistique Canada, *Enquête nationale sur la santé de la population, Composante des ménages : guide de l'utilisateur des fichiers de microdonnées à grande diffusion, 1996-1997* (Statistique Canada, n° 82-M0009GPF au catalogue), Ottawa, Statistique Canada, 1998.
9. L. Swain, G. Catlin et M.P. Beaudet, « Enquête nationale sur la santé de la population – une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
10. P. Armitage et G. Berry, *Statistical Methods in Medical Research*, deuxième édition, Oxford, Blackwell Scientific Publications, 1987.
11. A. Laupacis, R. Bourne, C. Rorabeck *et al.*, « The effect of elective total hip replacement on health-related quality of life », *Journal of Bone and Joint Surgery (American)*, 75(11), 1993, p. 1619-1626.
12. G. Hawker, J. Wright, P. Coyte *et al.*, « Health-related quality of life after knee replacement », *Journal of Bone and Joint Surgery (American)*, 80(2), 1998, p. 163-173.
13. R.N. Levy, C.M. Levy, J. Snyder *et al.*, « Outcome and long-term results following total hip replacement in elderly patients », *Clinical Orthopaedics and Related Research*, (316), 1995, p. 25-30.
14. P.D. Birdsell, J.H. Hayes, R. Cleary *et al.*, « Health outcome after total knee replacement in the very elderly », *Journal of Bone and Joint Surgery (British)*, 81(4), 1999, p. 660-662.
15. A.S.H. Basinski et M.E. Thériault, « Patterns of hospitalization », publié sous la direction de V. Goel, J.I. Williams, G.M. Anderson *et al.*, *Patterns of Health Care in Ontario: The ICES Practice Atlas*, deuxième édition, Ottawa, Association médicale canadienne, 1996.
16. P. Coyte, P.P. Wang, G. Hawker *et al.*, « The relationship between variations in knee replacement utilization rates and the reported prevalence of arthritis in Ontario, Canada », *Journal of Rheumatology*, 24(12), 1997, p. 2403-2412.
17. P. Tully et E. Saint-Pierre, « La rationalisation dans les hôpitaux canadiens, 1986-1987 à 1994-1995 », *Rapports sur la santé*, 8(4), 1997, p. 35-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
18. Statistique Canada, *Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux* (Statistique Canada, n° 82-562F au catalogue), Ottawa, ministère des Approvisionnements et Services, 1986.
19. 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<sup>e</sup> révision, 1975*, Genève, Organisation mondiale de la santé, 1977.
20. C. van Walraven, J.M. Paterson, M. Kapral *et al.*, « Appropriateness of primary total hip and knee replacements in regions of Ontario with high and low utilization rates », *Canadian Medical Association Journal*, 155(6), 1996, p. 697-706.
21. N.P. Roos et R. Fransoo, « How many surgeons does a province need and how do we determine appropriate numbers? », *Health Management Forum*, 14(1), 2001, p. 14-21.
22. R.J. Lowry, L.J. Donaldson et P.J. Gregg, « Variations in clinical decisions: a study of orthopaedic patients », *Public Health*, 105(5), 1991, p. 351-355.
23. P.C. Coyte, G. Hawker, R. Croxford *et al.*, « Variation in rheumatologists' and family physicians' perceptions of the indications for and outcomes of knee replacement surgery » [see comments], *Journal of Rheumatology*, 23(4), 1996, p. 730-738.
24. J.G. Wright, G.A. Hawker, C. Bombardier *et al.*, « Physician enthusiasm as an explanation for area variation in the utilization of knee replacement surgery », *Medical Care*, 37(9), 1999, p. 946-956.
25. G.A. Hawker, J.G. Wright, P.C. Coyte *et al.*, « Determining the need for hip and knee arthroplasty: The role of clinical severity and patients' preferences », *Medical Care*, 39(3), 2001, p. 206-216.

## Annexe

Tableau A

Départs de l'hôpital et taux selon l'âge pour l'arthroplastie de la hanche, population de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1981-1982 à 1998-1999

	Groupe d'âge					
	Total	65 à 69 ans	70 à 74 ans	75 à 79 ans	80 à 84 ans	85 ans et plus
<b>Nombre de départs de l'hôpital</b>						
1981-1982	3 865	1 137	1 130	874	458	266
1982-1983	4 532	1 346	1 352	1 015	518	301
1983-1984	5 328	1 488	1 488	1 550	1 286	375
1984-1985	5 780	1 651	1 659	1 376	695	399
1985-1986	6 443	1 806	1 866	1 480	852	439
1986-1987	7 338	2 034	2 185	1 743	899	477
1987-1988	7 718	2 060	2 342	1 812	1 005	499
1988-1989	8 509	2 301	2 470	2 088	1 110	540
1989-1990	8 395	2 390	2 352	1 982	1 129	542
1990-1991	9 589	2 556	2 696	2 330	1 346	661
1991-1992	10 232	2 687	2 928	2 509	1 391	717
1992-1993	10 564	2 769	3 026	2 483	1 506	780
1993-1994	10 336	2 635	3 089	2 442	1 462	708
1994-1995	11 215	2 763	3 464	2 655	1 612	721
1995-1996	11 747	3 009	3 434	2 819	1 683	802
1996-1997	11 949	2 931	3 391	2 900	1 820	907
1997-1998	12 061	2 881	3 432	3 015	1 849	884
1998-1999	12 492	2 971	3 415	3 211	1 906	989
<b>Taux pour 100 000 personnes</b>						
1981-1982	164,6	134,0	177,3	200,7	177,2	136,1
1982-1983	187,2	156,5	205,5	224,7	193,6	148,7
1983-1984	215,4	172,6	227,5	275,2	225,8	180,2
1984-1985	226,9	190,7	234,7	285,0	238,4	185,1
1985-1986	244,9	203,1	255,2	296,1	281,1	196,3
1986-1987	269,8	220,0	292,5	336,9	286,4	206,0
1987-1988	274,3	212,7	307,9	336,9	306,8	205,9
1988-1989	293,6	228,2	322,5	373,4	326,7	214,2
1989-1990	279,9	227,9	304,1	339,6	319,7	205,2
1990-1991	310,6	239,0	337,5	383,6	367,1	239,5
1991-1992	321,0	247,5	350,7	402,7	363,4	249,0
1992-1993	322,9	254,2	346,2	392,5	378,3	261,0
1993-1994	308,6	240,0	339,9	383,3	353,2	228,2
1994-1995	327,8	250,6	368,2	413,9	374,0	224,4
1995-1996	336,0	270,7	359,1	426,7	376,0	241,1
1996-1997	334,9	261,3	351,0	421,0	398,0	263,3
1997-1998	330,4	253,9	352,9	416,6	396,6	247,2
1998-1999	335,3	260,5	347,5	424,2	404,8	263,7

Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 1998-1999

Nota : L'arthroplastie de la hanche correspond aux codes 93.51 ou 93.59 de la Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux pour les interventions chirurgicales primaires ou secondaires. Le taux pour le total de la population de 65 ans et plus est normalisé selon l'âge.

Tableau B

**Départs de l'hôpital et taux normalisés selon l'âge pour l'arthroplastie de la hanche, population de 65 ans et plus, Canada et provinces, 1981-1982 à 1998-1999**

	Canada <sup>†</sup>	T.-N.	Î.-P.-É.	N.-É.	N.-B.	Qc	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.
<b>Nombre de départs de l'hôpital</b>											
1981-1982	3 865	19	48	198	99	373	1 665	203	200	362	698
1982-1983	4 532	38	53	216	124	431	1 985	215	259	475	736
1983-1984	5 328	46	113	234	164	577	2 214	217	342	520	901
1984-1985	5 780	46	66	259	185	573	2 477	257	347	582	988
1985-1986	6 443	62	80	356	210	667	2 706	293	473	626	970
1986-1987	7 338	76	75	388	194	831	2 957	285	493	734	1 305
1987-1988	7 718	64	82	372	204	952	3 198	337	445	704	1 360
1988-1989	8 509	56	68	423	206	997	3 537	292	490	861	1 579
1989-1990	8 395	65	75	407	236	1 066	3 650	312	567	824	1 193
1990-1991	9 589	100	75	423	292	1 221	4 160	325	581	942	1 470
1991-1992	10 232	109	70	436	276	1 282	4 528	420	553	993	1 565
1992-1993	10 564	90	70	486	324	1 363	4 717	403	516	1 087	1 508
1993-1994	10 336	124	79	468	293	1 506	4 275	398	525	1 007	1 661
1994-1995	11 215	109	69	494	297	1 487	4 862	452	599	1 250	1 596
1995-1996	11 747	131	74	505	353	1 552	4 984	463	651	1 238	1 796
1996-1997	11 949	126	87	507	363	1 463	5 089	505	686	1 342	1 781
1997-1998	12 061	116	70	497	362	1 574	5 277	570	617	1 211	1 767
1998-1999	12 492	115	65	555	369	1 805	5 384	614	619	1 231	1 735
<b>Taux normalisé selon l'âge pour 100 000 personnes</b>											
1981-1982	164,6	38,9	325,1	218,2	138,4	65,1	193,4	165,3	174,1	221,0	234,8
1982-1983	187,2	81,5	349,3	230,7	171,1	72,8	223,2	173,0	219,7	280,4	238,0
1983-1984	215,4	98,5	723,3	244,0	222,3	95,1	244,0	171,5	282,7	298,8	284,5
1984-1985	226,9	94,1	413,3	260,2	244,6	92,5	264,5	199,2	280,1	324,5	302,6
1985-1986	244,9	121,8	496,8	352,5	272,7	104,5	279,6	220,4	372,9	335,8	284,9
1986-1987	269,8	151,1	455,7	373,6	244,3	127,1	294,8	210,1	381,7	380,3	367,3
1987-1988	274,3	123,5	496,1	350,4	249,6	141,5	307,5	244,0	336,3	351,1	366,6
1988-1989	293,6	105,2	410,1	390,0	247,1	142,2	329,7	207,8	365,2	416,2	412,5
1989-1990	280,0	118,8	446,1	370,6	276,5	145,7	328,2	218,0	415,1	383,7	300,1
1990-1991	310,6	184,1	435,9	376,4	335,9	161,7	361,7	224,3	417,7	425,4	356,6
1991-1992	321,0	197,0	406,0	381,3	308,6	164,7	380,9	285,0	390,3	430,3	366,1
1992-1993	322,9	159,0	400,8	419,0	358,4	171,3	384,5	269,9	359,7	454,3	343,7
1993-1994	308,6	214,1	442,2	397,3	319,1	184,8	339,1	266,0	360,8	407,9	368,6
1994-1995	327,8	187,1	391,1	415,5	319,5	179,1	377,4	298,6	408,8	490,7	344,4
1995-1996	336,0	220,8	410,3	421,4	377,2	182,9	377,8	303,5	438,2	472,9	377,1
1996-1997	334,9	210,9	487,4	417,4	382,6	168,5	376,9	329,4	459,5	499,3	365,1
1997-1998	330,4	189,9	385,4	405,4	374,8	176,9	381,5	368,7	414,2	436,2	352,6
1998-1999	335,3	186,7*	371,9	446,2*	378,0	199,0*	380,1*	393,7	412,1*	430,7*	338,8

**Source des données :** Base de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 1998-1999

**Nota :** L'arthroplastie de la hanche correspond aux codes 93.51 ou 93.59 de la Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux pour les interventions chirurgicales primaires ou secondaires. La signification de l'écart entre le taux national et tout taux provincial n'a été vérifiée que pour 1998-1999.

† Territoires non compris.

\* Significativement différent du taux national ( $p \leq 0,05$ ).

Tableau C

Départs de l'hôpital et taux selon l'âge pour l'arthroplastie du genou, population de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1981-1982 à 1998-1999

	Groupe d'âge					
	Total	65 à 69 ans	70 à 74 ans	75 à 79 ans	80 à 84 ans	85 ans et plus
<b>Nombre de départs de l'hôpital</b>						
1981-1982	1 089	333	339	275	112	30
1982-1983	1 259	369	375	341	138	36
1983-1984	1 728	507	555	421	185	60
1984-1985	2 269	659	729	602	223	56
1985-1986	2 862	824	952	687	324	75
1986-1987	3 639	1 035	1 151	922	438	93
1987-1988	4 391	1 255	1 440	1 086	477	133
1988-1989	5 005	1 469	1 628	1 212	548	148
1989-1990	5 929	1 734	1 883	1 450	677	185
1990-1991	6 958	2 030	2 223	1 692	795	218
1991-1992	8 301	2 374	2 642	2 097	914	274
1992-1993	9 008	2 531	2 896	2 292	1 000	289
1993-1994	9 909	2 820	3 276	2 433	1 066	314
1994-1995	11 284	3 064	3 757	2 790	1 309	364
1995-1996	12 823	3 570	4 085	3 205	1 554	409
1996-1997	13 664	3 659	4 348	3 517	1 641	499
1997-1998	14 187	3 689	4 589	3 633	1 739	537
1998-1999	14 529	3 767	4 483	3 871	1 802	606
<b>Taux pour 100 000 personnes</b>						
1981-1982	45,9	39,3	53,2	63,1	43,3	15,3
1982-1983	51,8	42,9	57,0	75,5	51,6	17,8
1983-1984	69,1	58,8	81,5	90,1	66,4	28,8
1984-1985	88,1	76,1	103,1	124,7	76,5	26,0
1985-1986	107,5	92,6	130,2	137,4	106,9	33,5
1986-1987	132,8	111,9	154,1	178,2	139,5	40,2
1987-1988	154,6	129,6	189,3	201,9	145,6	54,9
1988-1989	171,0	145,7	212,5	216,8	161,3	58,7
1989-1990	196,6	165,3	243,4	248,4	191,7	70,0
1990-1991	223,4	189,8	278,3	278,6	216,8	79,0
1991-1992	258,5	218,6	316,4	336,6	238,8	95,2
1992-1993	273,6	232,4	331,3	362,3	251,2	96,7
1993-1994	294,0	256,9	360,5	381,9	257,6	101,2
1994-1995	328,5	277,9	399,3	435,0	303,7	113,3
1995-1996	365,8	321,2	427,2	485,1	347,2	123,0
1996-1997	382,2	326,1	450,0	510,6	358,8	144,9
1997-1998	388,2	325,1	471,8	502,0	373,0	150,2
1998-1999	389,9	330,3	456,2	511,3	382,8	161,6

Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 1998-1999

Nota : L'arthroplastie du genou correspond au code 93.41 de la Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux pour les interventions chirurgicales primaires ou secondaires. Le taux pour le total de la population de 65 ans et plus est normalisé selon l'âge.



Tableau D

Départs de l'hôpital et taux normalisés selon l'âge pour l'arthroplastie du genou, population de 65 ans et plus, Canada et provinces, 1981-1982 à 1998-1999

	Canada <sup>†</sup>	T.-N.	Î.-P.-É.	N.-É.	N.-B.	Qc	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.
<b>Nombre de départs de l'hôpital</b>											
1981-1982	1 089	2	12	12	23	111	589	50	52	66	172
1982-1983	1 259	7	7	21	39	124	630	41	65	125	200
1983-1984	1 728	6	6	24	55	219	841	63	85	152	277
1984-1985	2 269	22	13	66	68	247	1 128	95	119	188	323
1985-1986	2 862	22	14	115	74	307	1 368	114	201	257	390
1986-1987	3 639	12	26	172	131	408	1 627	136	223	320	584
1987-1988	4 391	16	21	226	169	475	2 042	167	265	376	634
1988-1989	5 005	12	16	299	134	592	2 338	214	307	391	702
1989-1990	5 929	26	40	323	174	624	2 809	217	463	530	723
1990-1991	6 958	30	44	272	219	860	3 305	203	505	564	956
1991-1992	8 301	48	44	346	261	1 023	4 040	233	529	707	1 070
1992-1993	9 008	71	55	359	283	1 103	4 266	292	587	823	1 169
1993-1994	9 909	76	53	431	300	1 329	4 449	411	590	936	1 334
1994-1995	11 284	111	64	491	315	1 516	5 119	449	690	1 188	1 341
1995-1996	12 823	117	57	676	369	1 599	5 780	494	645	1 365	1 721
1996-1997	13 664	158	54	655	438	1 643	6 152	546	764	1 495	1 759
1997-1998	14 187	124	61	650	452	1 732	6 507	689	773	1 403	1 796
1998-1999	14 529	123	76	685	466	1 953	6 698	730	737	1 263	1 798
<b>Taux normalisé selon l'âge pour 100 000 personnes</b>											
1981-1982	45,9	3,7	83,6	12,6	32,3	18,3	67,8	41,1	44,1	40,4	58,3
1982-1983	51,8	13,5	45,2	21,5	51,7	20,4	70,8	33,4	55,5	73,5	65,6
1983-1984	69,1	12,4	40,1	24,1	73,5	35,4	91,5	48,1	69,5	88,0	89,0
1984-1985	88,1	43,7	84,2	67,2	90,2	38,7	119,2	73,2	95,7	104,1	99,2
1985-1986	107,5	43,4	88,5	112,7	94,7	46,7	140,0	85,7	157,8	137,0	114,1
1986-1987	132,8	24,0	161,7	164,7	164,9	59,8	161,5	100,4	172,3	164,8	164,8
1987-1988	154,6	28,9	129,9	211,0	206,7	68,9	194,8	120,4	200,0	185,6	170,2
1988-1989	171,0	22,1	97,6	275,1	160,3	81,7	216,3	152,8	228,6	186,9	181,9
1989-1990	196,6	46,2	240,1	290,5	203,7	84,0	250,9	151,9	339,0	248,2	179,7
1990-1991	223,4	52,3	258,6	240,5	250,7	112,9	285,0	139,7	363,7	252,5	230,0
1991-1992	258,5	84,3	255,5	301,0	291,2	129,9	337,0	158,2	374,9	305,2	248,7
1992-1993	273,6	121,2	321,2	308,7	311,9	136,7	345,6	196,1	409,8	343,8	264,3
1993-1994	294,0	129,1	310,6	366,7	326,1	160,7	350,3	274,0	408,7	378,5	294,5
1994-1995	328,5	187,3	371,8	414,2	339,4	180,2	395,1	297,4	475,1	465,4	288,2
1995-1996	365,8	195,1	330,9	567,6	396,3	186,6	435,8	324,8	438,5	521,2	361,2
1996-1997	382,2	261,7	311,6	544,6	464,3	189,0	452,8	359,4	523,3	553,1	360,3
1997-1998	388,2	202,8	351,3	534,1	472,4	193,4	468,3	452,9	527,1	504,7	358,8
1998-1999	389,9	199,7*	435,8	560,9*	482,9	214,5*	471,5*	475,3*	500,4*	441,4	352,0*

Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 1998-1999

Nota : L'arthroplastie du genou correspond au code 93.41 de la Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux pour les interventions chirurgicales primaires ou secondaires. La signification de l'écart entre le taux national et tout taux provincial n'a été vérifiée que pour 1998-1999.

† Territoires non compris.

\* Significativement différent du taux national ( $p \leq 0,05$ ).

Tableau E

Nombre de jours d'hospitalisation et durée moyenne de l'hospitalisation pour l'arthroplastie de la hanche, selon le groupe d'âge, population de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1981-1982 à 1998-1999

	Groupe d'âge					
	Total	65 à 69 ans	70 à 74 ans	75 à 79 ans	80 à 84 ans	85 ans et plus
<b>Nombre de jours</b>						
1981-1982	103 009	26 236	29 480	23 529	14 009	9 755
1982-1983	114 779	27 951	31 185	28 760	15 473	11 410
1983-1984	130 221	30 288	35 861	32 423	18 381	13 268
1984-1985	137 304	32 999	36 165	33 689	20 288	14 163
1985-1986	145 915	35 713	38 994	35 238	21 177	14 793
1986-1987	163 662	37 826	45 186	42 231	24 475	13 944
1987-1988	173 663	38 621	47 624	41 379	28 576	17 463
1988-1989	187 829	42 628	48 774	48 797	29 052	18 578
1989-1990	174 855	45 493	44 062	41 192	29 036	15 072
1990-1991	199 651	43 115	50 221	48 938	34 612	22 765
1991-1992	203 054	43 818	51 049	49 911	35 910	22 366
1992-1993	199 589	40 608	49 630	47 347	36 024	25 980
1993-1994	168 799	34 988	46 136	39 347	32 133	16 195
1994-1995	163 866	33 343	46 321	41 071	27 816	15 315
1995-1996	162 684	33 518	43 665	39 454	29 818	16 229
1996-1997	152 059	29 738	38 279	34 684	31 282	18 076
1997-1998	139 558	27 973	34 272	34 789	26 847	15 677
1998-1999	142 055	27 240	33 370	36 805	27 649	16 991
<b>Nombre moyen de jour</b>						
1981-1982	26,7	23,1	26,1	26,9	30,6	36,7
1982-1983	25,3	20,8	23,1	28,3	29,9	37,9
1983-1984	24,4	20,4	23,1	25,2	29,2	35,4
1984-1985	23,8	20,0	21,8	24,5	29,2	35,5
1985-1986	22,6	19,8	20,9	23,8	24,9	33,7
1986-1987	22,3	18,6	20,7	24,2	27,2	29,2
1987-1988	22,5	18,7	20,3	22,8	28,4	35,0
1988-1989	22,1	18,5	19,7	23,4	26,2	34,4
1989-1990	20,8	19,0	18,7	20,8	25,7	27,8
1990-1991	20,8	16,9	18,6	21,0	25,7	34,4
1991-1992	19,8	16,3	17,4	19,9	25,8	31,2
1992-1993	18,9	14,7	16,4	19,1	23,9	33,3
1993-1994	16,3	13,3	14,9	16,1	22,0	22,9
1994-1995	14,6	12,1	13,4	15,5	17,3	21,2
1995-1996	13,8	11,1	12,7	14,0	17,7	20,2
1996-1997	12,7	10,1	11,3	12,0	17,2	19,9
1997-1998	11,6	9,7	10,0	11,5	14,5	17,7
1998-1999	11,4	9,2	9,8	11,5	14,5	17,2

Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 1998-1999

Nota : L'arthroplastie de la hanche correspond aux codes 93.51 ou 93.59 de la Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux pour les interventions chirurgicales primaires ou secondaires.

Tableau F

Nombre de jours d'hospitalisation et durée moyenne de l'hospitalisation pour l'arthroplastie du genou, selon le groupe d'âge, population de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1981-1982 à 1998-1999

	Groupe d'âge					
	Total	65 à 69 ans	70 à 74 ans	75 à 79 ans	80 à 84 ans	85 ans et plus
<b>Nombre de jours</b>						
1981-1982	27 889	8 404	8 222	7 068	3 195	1 000
1982-1983	31 362	8 755	8 689	9 042	3 849	1 027
1983-1984	40 513	11 409	13 066	9 874	4 485	1 679
1984-1985	52 501	15 271	16 669	13 681	5 627	1 253
1985-1986	61 432	17 048	19 117	15 574	7 781	1 912
1986-1987	75 746	20 857	23 556	19 335	9 650	2 348
1987-1988	86 846	22 847	27 508	21 953	11 430	3 108
1988-1989	96 458	26 352	30 329	24 122	12 273	3 382
1989-1990	106 968	29 222	32 913	26 721	14 137	3 975
1990-1991	123 314	32 681	37 602	32 852	15 816	4 363
1991-1992	137 115	37 311	41 837	35 817	16 410	5 740
1992-1993	134 770	34 837	42 239	35 820	16 546	5 328
1993-1994	134 325	35 094	43 628	34 262	16 180	5 161
1994-1995	142 510	37 400	46 435	35 096	18 327	5 252
1995-1996	141 321	36 699	43 221	35 505	19 704	6 192
1996-1997	138 414	34 455	42 436	36 742	17 527	7 254
1997-1998	134 652	32 476	42 639	34 772	18 087	6 678
1998-1999	131 730	30 778	39 162	36 038	18 703	7 049
<b>Nombre moyen de jour</b>						
1981-1982	25,6	25,2	24,3	25,7	28,5	33,3
1982-1983	24,9	23,7	23,2	26,5	27,9	28,5
1983-1984	23,4	22,5	23,5	23,5	24,2	28,0
1984-1985	23,1	23,2	22,9	22,7	25,2	22,4
1985-1986	21,5	20,7	20,1	22,7	24,0	25,5
1986-1987	20,8	20,2	20,5	21,0	22,0	25,2
1987-1988	19,8	18,2	19,1	20,2	24,0	23,4
1988-1989	19,3	17,9	18,6	19,9	22,4	22,9
1989-1990	18,0	16,9	17,5	18,4	20,9	21,5
1990-1991	17,7	16,1	16,9	19,4	19,9	20,0
1991-1992	16,5	15,7	15,8	17,1	18,0	20,9
1992-1993	15,0	13,8	14,6	15,6	16,5	18,4
1993-1994	13,6	12,4	13,3	14,1	15,2	16,4
1994-1995	12,6	12,2	12,4	12,6	14,0	14,4
1995-1996	11,0	10,3	10,6	11,1	12,7	15,1
1996-1997	10,1	9,4	9,8	10,4	10,7	14,5
1997-1998	9,5	8,8	9,3	9,6	10,4	12,4
1998-1999	9,1	8,2	8,7	9,3	10,4	11,6

Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 1998-1999

Nota : L'arthroplastie du genou correspond au code 93.41 de la Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux pour les interventions chirurgicales primaires ou secondaires.

A stylized, high-contrast graphic of a person's face. The face is composed of white and light gray shapes against a dark gray background. The eyes are represented by two small white squares. The nose is a vertical white bar. The mouth is a horizontal white bar. The chin features a large, white, stylized maple leaf. The overall style is modern and minimalist.

# **D**onnées **disponibles**

Aperçu des données sur la santé  
produites récemment par  
Statistique Canada

## Enquête sur l'accès aux services de santé, 2000-2001

En 2000-2001, presque un Canadien sur cinq ayant cherché à obtenir des services de santé pour lui-même ou pour un membre de sa famille a éprouvé des problèmes, allant de la difficulté à obtenir un rendez-vous à l'obligation d'attendre longtemps, selon l'Enquête sur l'accès aux services de santé (EASS).

En 2000-2001, environ 23,2 millions de Canadiens de 15 ans et plus ont eu accès à des « services de premier contact », qui englobent les soins de routine, l'information en matière de santé et les soins immédiats pour traiter un problème mineur. Environ 18 % de ces personnes, c'est-à-dire un peu moins de 4,3 millions, ont éprouvé certaines difficultés à obtenir ces services, le plus souvent sous la forme de longues périodes d'attente ou de difficultés à obtenir un rendez-vous.

Environ 6,1 millions de personnes ont eu accès à des « services spécialisés », qui couvrent les visites chez un spécialiste, les tests diagnostiques et les interventions chirurgicales non urgentes. Environ 23 % de ces personnes, soit approximativement 1,4 million, ont dit avoir éprouvé certaines difficultés à obtenir ces services. De nouveau, les longues périodes d'attente venaient en tête de liste.

Dans l'ensemble, 40 % des personnes attendant de subir une intervention chirurgicale non urgente ont eu l'opération en moins d'un mois. Près de 10 % ont déclaré avoir attendu six mois et environ 5 %, 35 semaines ou plus. Cependant, la période d'attente varie selon le genre d'intervention. Par exemple, 54 % des personnes devant subir une intervention de chirurgie cardiaque ou de chirurgie liée au cancer ont attendu moins d'un mois. Par contre, 20 % seulement de celles ayant besoin d'une arthroplastie ou d'une opération de la cataracte ont subi l'intervention dans le mois, et 35 % ont dû attendre plus de trois mois.

L'Enquête sur l'accès aux services de santé a été réalisée à titre de supplément à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes. L'EASS a permis de recueillir, au niveau national, des renseignements autodéclarés sur l'utilisation des services de santé et sur les difficultés auxquelles les Canadiens de 15 ans

et plus faisaient face. Les entrevues ont eu lieu dans les 10 provinces en novembre et en décembre 2001. La taille totale de l'échantillon était de 14 210.

Le rapport intitulé *Accès aux services de soins de santé au Canada, 2001* (82-575-XIF) est disponible gratuitement dans le site Web de Statistique Canada (<http://www.statcan.ca/>). À la page « Nos produits et services », choisissez « Publications gratuites », puis « Santé ».

Pour des renseignements sur la disponibilité des données, communiquez avec Mario Bédard (613-951-8933; téléc. : 613-951-4198; [mario.bedard@statcan.ca](mailto:mario.bedard@statcan.ca)). Pour en savoir davantage sur l'EASS, ou sur les concepts, les méthodes et la qualité des données, communiquez avec Jean-Marie Berthelot (613-951-3760; téléc. : 613-951-3959; [berthel@statcan.ca](mailto:berthel@statcan.ca)), Groupe d'analyse et de mesure de la santé, Statistique Canada.

## Indicateurs de la santé, 2002(1)

Le premier grand ensemble de données provenant de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) est disponible dans la publication *Indicateurs de la santé* diffusée dans Internet. L'ESCC a permis de recueillir des renseignements auprès de plus de 130 000 personnes de 12 ans et plus réparties entre 136 régions socio-sanitaires couvrant l'ensemble des provinces et des territoires.

Produite par Statistique Canada et l'Institut canadien d'information sur la santé, la publication *Indicateurs de la santé* contient des mesures statistiques de la santé de la population canadienne et du système de santé. Ces indicateurs, fondés sur des définitions et des méthodes normalisées, fournissent des renseignements comparables aux niveaux national, provincial/territorial et de la région socio-sanitaire. *Indicateurs de la santé*, vol. 2002, n° 1, contient des faits saillants, des cartes et des données sous forme de tableaux provenant de l'ESCC pour 28 indicateurs, dont les habitudes alimentaires, la consommation abusive d'alcool, l'exposition à la fumée des autres, l'indice de masse corporelle, l'activité physique durant les loisirs, le test de Papanicolaou, la mammographie de dépistage, le stress, l'hypertension et le diabète.

Ce numéro est le deuxième de la série des *Indicateurs de la santé* qui relie les sites Web de Statistique Canada et de l'Institut canadien d'information sur la santé, afin de fournir toutes les sources de données sur les indicateurs de la santé en une seule publication intégrée en direct. *Indicateurs de la santé* (82-221-XIF) est disponible gratuitement dans le site Web de Statistique Canada (<http://www.statcan.ca/>). À la page « Nos produits et services », choisissez « Publications gratuites », puis « Santé ». Pour obtenir plus de renseignements, communiquez avec Brenda Wannell (613-951-8554; [brenda.wannell@statcan.ca](mailto:brenda.wannell@statcan.ca)), Division de la statistique de la santé, Statistique Canada, ou avec Anick Losier (613-241-7860), Institut canadien d'information sur la santé.

### **Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : premier coup d'œil, 2000-2001**

Bien qu'une proportion croissante de personnes soient actives durant leurs loisirs, la prévalence de l'obésité a augmenté, selon les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC). En 2000-2001, presque 2,8 millions de Canadiens de 20 à 64 ans, soit 15 %, étaient obèses. Ce chiffre représente une augmentation de plus de 500 000 personnes par rapport à 1994-1995, où le taux d'obésité chez les adultes était de 13 %.

Les deux tiers de la croissance de la population obèse sont imputables aux hommes. En 1994-1995, à peu près 13 % des hommes et des femmes de 20 à 64 ans étaient obèses. En 2000-2001, un écart s'était creusé : 16 % des hommes, mais 14 % des femmes, se trouvaient dans la catégorie des personnes obèses, soit environ 1,5 million d'hommes et 1,3 million de femmes.

Les taux d'obésité étaient supérieurs à la moyenne nationale pour 51 des 136 régions socio-sanitaires pour lesquelles des données étaient disponibles en 2000-2001. Un nombre nettement plus faible de régions socio-sanitaires, soit 13, avaient des taux inférieurs à la moyenne nationale. Ces régions sont situées en Ontario, au Québec et en Colombie-Britannique et la plupart sont proches de Toronto, de Montréal, et de Vancouver, où le taux d'obésité varie de 6 % à 12 %.

En 2000-2001, 7,8 millions de Canadiens de 20 à 64 ans étaient actifs ou moyennement actifs durant leurs loisirs. Ils représentaient 41 % du groupe d'âge, proportion en hausse par rapport aux 37 % observés six ans plus tôt.

Cependant, les personnes ayant le plus besoin d'activité physique, celles qui étaient obèses, étaient les moins actives. En 2000-2001, environ 33 % d'entre elles ont déclaré avoir fait des activités durant leurs loisirs qui les rangeaient dans la catégorie des personnes actives ou moyennement actives, proportion essentiellement la même qu'en 1994-1995.

Les femmes ont presque rattrapé les hommes pour ce qui est de l'activité physique durant les loisirs. En 1994-1995, environ 36 % des femmes et 39 % des hommes de 20 à 64 ans étaient physiquement actifs. En 2000-2001, l'écart s'était amenuisé : 41 % des femmes et 42 % des hommes de ce groupe d'âge ont déclaré s'adonner à une activité physique au moins modérée durant leurs loisirs.

Parmi les régions socio-sanitaires, 25 avaient un taux de personnes physiquement actives sensiblement inférieur à la moyenne nationale et 55, un taux supérieur à cette moyenne. Les secondes étaient situées principalement en Ontario, en Alberta et en Colombie-Britannique (46 sur 55).

Ces données proviennent du premier cycle de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), réalisé d'octobre 2000 à novembre 2001. Elles ont été recueillies auprès de plus de 130 000 personnes de 12 ans et plus réparties entre 136 régions socio-sanitaires couvrant l'ensemble des provinces et des territoires. Chaque cycle de collecte de données comprend deux enquêtes distinctes, à savoir une enquête au niveau de la région socio-sanitaire la première année auprès d'un échantillon total de 130 000 personnes et une enquête au niveau provincial la deuxième année auprès d'un échantillon total de 30 000 personnes. Pour plus de renseignements, ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes ou la qualité des données, communiquez avec Mario Bédard (613-951-8933; téléc. : 951-4198; [mario.bedard@statcan.ca](mailto:mario.bedard@statcan.ca)), Division de la statistique de la santé, Statistique Canada.

Pour voir d'autres totalisations produites d'après les données de l'ESCC, consultez *Indicateurs de la santé* (82-221-XIF), disponible gratuitement dans le site Web de Statistique Canada (<http://www.statcan.ca/>). À la page « Nos produits et services », choisissez « Publications gratuites », puis « Santé ». Pour plus de renseignements, communiquez avec Brenda Wannell (613-951-8554; [brenda.wannell@statcan.ca](mailto:brenda.wannell@statcan.ca)), Division de la statistique de la santé, Statistique Canada.

Pour commander des totalisations spéciales, communiquez avec la Section des services personnalisés à la clientèle (613-951-1746).

### **Décès, 1999**

En 1999, l'espérance de vie à la naissance a atteint un niveau record tant chez les hommes que chez les femmes. Un homme né en 1999 pouvait s'attendre à vivre 76,3 années et une femme, 81,7 années. L'écart entre l'espérance de vie des hommes et des femmes a diminué, passant de 5,5 années en 1998 à 5,4 années en 1999.

Le taux comparatif de mortalité, toutes causes de décès confondues, a diminué de 2 %, pour s'établir à 637,7 décès pour 100 000 habitants. Le taux observé pour les hommes continue d'être supérieur à celui observé pour les femmes : 816,5 contre 505,4 décès pour 100 000 habitants.

En 1999, environ 36 % des décès ont été attribués aux maladies de l'appareil circulatoire. Parmi ces maladies, la cardiopathie ischémique et la maladie vasculaire cérébrale étaient les causes les plus courantes de décès. Les tumeurs malignes (cancer) ont été la cause de 28 % des décès. Parmi ceux-ci, plus de la moitié (51 %) étaient attribuables au cancer du poumon, du côlon et du rectum, du sein chez la femme ou de la prostate.

Après avoir diminué pendant cinq ans, le taux de mortalité infantile n'a pas varié en 1999, soit 5,3 décès pour 1 000 naissances vivantes. Le taux de mortalité était de 5,7 pour 1 000 chez les nourrissons de sexe masculin et de 4,8 pour 1 000 chez ceux de sexe féminin. De 1998 à 1999, le taux de mortalité infantile a diminué dans la plupart des provinces et territoires, sauf au Manitoba, en Ontario et en Alberta.

Pour commander *Causes de décès, 1999* (tableaux standards, 84F0208XPB, 20 \$), communiquez avec la Section des services personnalisés à la clientèle (613-951-1746), Division de la statistique de la Santé. D'autres tableaux standards produits d'après la base de données sur la mortalité, c'est-à-dire *Décès, 1999* (84F0211XPB, 20 \$), *Les principales causes de décès à différents âges, 1999* (84F0503XPB, 20 \$) et *Mortalité, liste sommaire des causes, 1999* (84F0209XPB, 20 \$) sont maintenant disponibles.

Pour plus de renseignements, communiquez avec Patricia Tully (613-951-1759; [patricia.tully@statcan.ca](mailto:patricia.tully@statcan.ca)) ou avec Leslie Geran (613-951-5243; [leslie.geran@statcan.ca](mailto:leslie.geran@statcan.ca)), Division de la statistique de la santé, Statistique Canada.

### **Mortinaissances, 1999**

Après avoir fléchi pendant six années consécutives, le nombre de mortinaissances survenues à 28 semaines de gestation ou plus, c'est-à-dire de morts fœtales en fin de période de gestation, a augmenté légèrement pour passer de 1 079 en 1998 à 1 087 en 1999. Cette année-là, on a enregistré 3,2 morts fœtales en fin de période de gestation pour 1 000 naissances totales (nombre total de naissances vivantes et de mortinaissances survenues à 28 semaines de gestation ou plus), taux légèrement en hausse par rapport à celui de 3,1 pour 1 000 observé en 1998. Depuis 1990, le taux de mortinatalité tardive demeure inférieur à 4 décès pour 1 000 naissances totales.

En 1999, le taux de mortalité périnatale (nombre total de morts fœtales en fin de période de gestation et de décès de nouveau-nés de moins d'une semaine) s'établissait à 6,2 décès pour 1 000 naissances totales, chiffre identique à celui observé pour 1998.

Les données sur les mortinaissances sont également diffusées pour une période de gestation de 20 semaines ou plus. Ces données incluent quelques mortinaissances pour lesquelles on ne connaît pas la durée de la gestation ou qui sont survenues à moins de 20 semaines, mais pour lesquelles le poids du fœtus était d'au moins 500 grammes. En 1999, on a enregistré 2 063 mortinaissances survenues à 20 semaines de gestation ou plus, nombre en hausse par rapport

aux 1 987 observées en 1998. Le taux a augmenté légèrement, passant de 5,8 mortinaissances pour 1 000 naissances totales en 1998 à 6,1 pour 1 000 naissances totales en 1999.

La mortinaissance à 20 semaines de gestation ou plus est plus fréquente en cas de grossesse multiple qu'en cas de grossesse unique. En 1999, on a enregistré 20,0 mortinaissances pour 1 000 bébés appartenant à la catégorie des jumeaux, des triplés, ou des naissances d'ordre plus élevé comparativement à 5,7 mortinaissances pour 1 000 bébés appartenant à la catégorie des naissances uniques.

Environ 46 % des mortinaissances survenues à 20 semaines de gestation ou plus se sont produites après 20 à 27 semaines et 34 %, après 28 à 37 semaines. Les autres (environ 19 %) sont survenues au terme de la grossesse, c'est-à-dire après au moins 38 semaines de gestation.

Le taux le plus élevé de mortinatalité après 20 semaines ou plus de gestation est celui enregistré pour les femmes d'âge mûr. En 1999, il était de 8,3 pour 1 000 naissances totales pour les femmes de 35 ans et plus. Venaient ensuite les femmes de moins de 20 ans, pour lesquelles il était de 7,3 pour 1 000 naissances totales. Les femmes de 20 à 34 ans sont celles pour lesquelles le taux de mortinatalité était le plus faible, soit 5,5 pour 1 000 naissances totales.

Pour commander *Naissances, 1999* (tableaux standards, 84F0210XPB, 20 \$) ou des totalisations spéciales, communiquez avec la Section des services personnalisés à la clientèle (613-951-1746), Division de la statistique de la santé.

Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes ou la qualité des données, communiquez avec Patricia Tully (613-951-1759; [patricia.tully@statcan.ca](mailto:patricia.tully@statcan.ca)) ou avec Leslie Geran (613-951-5243; [leslie.geran@statcan.ca](mailto:leslie.geran@statcan.ca)), Division de la statistique de la santé, Statistique Canada.

## Enquête nationale sur la santé de la population, 2000-2001

Les données tirées de la composante des ménages de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 2000-2001 sont maintenant disponibles. Réalisée tous les deux ans depuis 1994-1995, l'ENSP est une enquête longitudinale visant à recueillir des données sur l'état de santé de la population canadienne, ainsi que sur les déterminants de la santé et les résultats en matière de santé.

L'échantillon longitudinal de la composante des ménages de l'ENSP comprend 17 276 personnes réparties entre les 10 provinces. L'enquête fournit des renseignements aux niveaux national et provincial sur une grande gamme de variables liées à la santé, comme la consommation d'alcool, l'usage du tabac, les problèmes de santé chroniques, l'utilisation des services de santé, l'état de santé autoévalué, la taille, le poids, l'activité physique durant les loisirs et la limitation des activités, ainsi que des données sociodémographiques.

Pour plus de renseignements, ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes ou la qualité des données, communiquez avec Mario Bédard (613-951-8933; téléc. : 613-951-4198; [mario.bedard@statcan.ca](mailto:mario.bedard@statcan.ca)) ou avec France Bilocq (613-951-6956; téléc. : 613-951-4198; [France.bilocq@statcan.ca](mailto:France.bilocq@statcan.ca)), Division de la statistique de la santé, Statistique Canada. ●



# 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](http://www.statcan.ca)

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix (\$CAN) <sup>†‡</sup>
<b>Rapports sur la santé</b> · par année · l'exemplaire	82-003-XPF	Papier	58 \$ 20 \$
	82-003-XIF	Internet	44 \$ 15 \$
	82-003-XIF 82-003-XPF	Internet Papier	Gratuit 20 \$
· supplément (rapport annuel)			
<b>Indicateurs de la santé, publication électronique</b>	82-221-XIF	Internet	Gratuit
<b>Aperçu des statistiques sur la santé</b> <i>Remplacé par Indicateurs de la santé, publication électronique</i>	82F0075XCB	CD-ROM	100 \$
<b>Régions socio-sanitaires en l'an 2000 – Limites, renseignements géographiques et estimations démographiques</b>	82F0082XCB	CD-ROM	60 \$
<b>Guide de la statistique sur la santé</b> <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
<b>Rapport statistique sur la santé de la population canadienne</b>	82-570-XIF	Internet	Gratuit
<b>Rapport sur la prévalence de l'usage de la cigarette au Canada, de 1985 à 1999</b>	82F0077XIF	Internet	Gratuit
<b>Les soins de santé au Canada 2000 : Un premier rapport annuel</b>	82-222-XIF (aussi au : <a href="http://www.cihi.ca">http://www.cihi.ca</a> )	Internet	Gratuit
<b>Cancer</b>			
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
<b>Enquête nationale sur la santé de la population</b>			
Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995	82-567-XPB	Papier	10 \$
	82-567-XIB	Internet	8 \$
Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997	82-567-XPB	Papier	35 \$
	82-567-XIB	Internet	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 \$

<sup>†</sup> Les prix n'incluent pas la taxe de vente.

<sup>‡</sup> 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 – composante des ménages	82M0009GPF	Papier	50 \$
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
<b>Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes</b>			
Le suivi santé de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes*	82-004-XIF	Internet	Gratuit
<b>Espérance de vie</b>			
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 \$
<b>Établissements de soins</b>			
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.)			
<b>État civil</b>			
<b>Tableaux normalisés</b>			
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.)			
<b>Autre</b>			
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.)			
<b>Renseignements historiques</b>			
Recueil de statistiques de l'état civil, 1996	84-214-XPB	Papier	45 \$
	84-214-XIF	Internet	33 \$
<b>Hospitalisation</b>			
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.

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix (\$CAN)†‡
<b>Maladies cardiovasculaires</b>			
Le nouveau visage des maladies cardiovasculaires et des accidents vasculaires cérébraux au Canada	82F0076XIF	Internet	Gratuit
<b>Maladies et lésions professionnelles</b>			
Dépistage des maladies et lésions professionnelles au Canada : mortalité par cause chez les travailleurs, 1965-1991	84-546-XCB	CD-ROM	500 \$
<b>Personnel infirmier</b>			
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) <sup>†‡</sup>
<b>Cycle 4, 2000-2001</b>				
Tableaux personnalisés	Ménages	82C0013	Le prix varie selon l'information demandée	
<b>Cycle 3, 1998-1999</b>				
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	
<b>Cycle 2, 1996-1997</b>				
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	
<b>Cycle 1, 1994-1995</b>				
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	

<sup>†</sup> Les prix n'incluent pas la taxe de vente.

<sup>‡</sup> 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 136 régions socio-sanitaires réparties à travers le Canada.

Les produits suivants sont maintenant offerts :

- Indicateurs de la santé, version mise à jour comprenant les dernières estimations tirées des données de l'ESCC pour 136 régions socio-sanitaires.
- CANSIM II, comprenant environ 40 totalisations croisées selon la région socio-sanitaire et la province. Tous les tableaux de CANSIM peuvent être consultés par l'entremise des Indicateurs de la santé, et ce, sans frais.
- Totalisations personnalisées de données de l'ESCC, offertes sur demande et contre recouvrement des coûts.

Un fichier de microdonnées à grande diffusion tirées de l'ESCC paraîtra plus tard au cours de l'année.

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