

N° 82-003-X au catalogue

# Rapports sur la santé

Volume 20, numéro 2



 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 l'information et de la recherche sur la santé, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (téléphone : 613-951-1765).

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à [www.statcan.gc.ca](http://www.statcan.gc.ca). Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel à [infostats@statcan.gc.ca](mailto:infostats@statcan.gc.ca) ou par téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

### Centre de contact national de Statistique Canada

Numéros sans frais (Canada et États-Unis) :

Service de renseignements	1-800-263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1-800-363-7629
Télécopieur	1-877-287-4369

Appels locaux ou internationaux :

Service de renseignements	1-613-951-8116
Télécopieur	1-613-951-0581

### Programme des services de dépôt

Service de renseignements	1-800-635-7943
Télécopieur	1-800-565-7757

## Comment accéder à ce produit ou le commander

Le produit n° 82-003-X au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à [www.statcan.gc.ca](http://www.statcan.gc.ca) et de choisir la rubrique « Publications ».

Ce produit n° 82-003-X au catalogue est aussi disponible en version imprimée standard au prix de 24 \$CAN l'exemplaire et de 68 \$CAN pour un abonnement annuel.

Les frais de livraison supplémentaires suivants s'appliquent aux envois à l'extérieur du Canada :

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

Les prix ne comprennent pas les taxes sur les ventes.

La version imprimée peut être commandée par les moyens suivants :

- Téléphone (Canada et États-Unis) 1-800-267-6677
- Télécopieur (Canada et États-Unis) 1-877-287-4369
- Courriel [infostats@statcan.gc.ca](mailto:infostats@statcan.gc.ca)
- Poste  
Statistique Canada  
Finances  
Immeuble R.-H.-Coats, 6<sup>e</sup> étage  
150, promenade Tunney's Pasture  
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
- En personne auprès des agents et librairies autorisés.

Lorsque vous signalez 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. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site [www.statcan.gc.ca](http://www.statcan.gc.ca) sous « À propos de nous » > « Offrir des services aux Canadiens ».

# Rapports sur la Santé

Une revue canadienne à contenu évalué par les pairs consacrée à la recherche sur la santé des populations et les services de santé

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2009

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Juin 2009

N° 82-003-XPF au catalogue, vol. 20, n° 2  
ISSN 1492-7128

N° 82-003-XIF au catalogue, vol. 20, n° 2  
ISSN 1209-1375

Périodicité : trimestrielle

Ottawa

---

## Note de reconnaissance

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

**Rédactrice en chef**  
Christine Wright

**Rédactrice principale**  
Mary Sue Devereaux

**Rédactrice adjointe**  
Anne Marie Baxter

**Gestionnaire de la production**  
Robert Pellarin

**Services de créativité conceptuelle**  
Rasha Bradic

**Administration**  
Amber Doy-Yat

**Rédacteurs associés**

David Buckeridge  
Université McGill

Elizabeth Lin  
Institut psychiatrique Clarke

Doug Manuel  
Institut de recherche en santé d'Ottawa  
et Statistique Canada

Nazeem Muhajarine  
Université de la Saskatchewan

Georgia Roberts  
Statistique Canada

Geoff Rowe  
Statistique Canada

Michelle Simard  
Statistique Canada

**À la recherche d'auteurs :** Nous invitons les chercheurs de l'administration publique ou du milieu universitaire à nous soumettre des articles pour publication. Il peut s'agir d'articles de recherche en bonne et due forme; de courts exposés narratifs pour la « Santé en bref »; ou de textes sur un volet technique des analyses découlant d'enquêtes complexes sur la santé ou de bases de données administratives pour le « Coup d'œil méthodologique ». Les auteurs intéressés ont accès à des lignes directrices détaillées en tapant [www.statcan.gc.ca/rapportssurlasante](http://www.statcan.gc.ca/rapportssurlasante).

**Version électronique :** On peut se procurer gratuitement *Rapports sur la santé* en format PDF ou HTML. Le plus récent numéro se trouve à l'adresse ci-dessus. Pour consulter les numéros antérieurs, cliquer sur « Autres parutions dans la série » dans la barre de gauche.

Also available in English: *Health Reports*, Catalogue No. 82-003-X

### Signes conventionnels

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

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

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

# À propos de Rapports sur la santé

**R***apports sur la santé* fait découvrir des travaux de Recherche sur différents sujets rattachés à la santé des populations et aux services de santé. Chercheurs, décideurs et non-initiés y trouveront un éventail de données analytiques provenant d'enquêtes nationales et provinciales et de bases de données administratives, ainsi que les résultats de travaux comparatifs de recherche en santé à l'échelle internationale. *Rapports sur la santé* permet la mise en commun de renseignements méthodologiques, à l'intention des utilisateurs d'enquêtes sur la santé ou de bases de données administratives. La revue est produite par la Division de l'analyse de la santé de Statistique Canada. Elle est mise en ligne chaque mois et paraît chaque trimestre en version imprimée. Les articles sont indexés dans Index Medicus et MEDLINE.

Pour s'informer des *Rapports sur la santé*, contacter la rédactrice en chef, Division de l'analyse de la santé, Statistique Canada, immeuble R.-H.-Coats, 24<sup>e</sup> étage, Ottawa (Ontario) Canada K1A0T6.

Téléphone : 613-951-1765

Télécopieur : 613-951-3959

Courriel : christine.wright@statcan.gc.ca

## Comité de rédaction

*Nancy Ross, rédactrice scientifique*  
Université McGill et Statistique Canada

*Bill Avison*  
Université de Western Ontario

*Adam Baxter-Jones*  
Université de la Saskatchewan

*Lise Dubois*  
Université d'Ottawa

*James Dunn*  
Université de Toronto et le Centre for  
Research on Inner City Health

*Bob Evans*  
Université de la Colombie-Britannique

*David Feeny*  
Kaiser Permanente

*Rick Glazier*  
Institut de recherche en services de santé et  
Université de Toronto

*Judy Guernsey*  
Université de Dalhousie

*Glenn Irwin*  
Santé Canada

*Howard Morrison*  
Agence de la santé publique du Canada

*Cameron Mustard*  
Institut de recherche sur le travail et la  
santé, Université de Toronto

*Tom Noseworthy*  
Université de Calgary

*Patricia O'Campo*  
Université de Toronto et le Centre for  
Research on Inner City Health

*Jennifer O'Loughlin*  
Université de Montréal

*Indra Pulcins*  
Institut canadien d'information sur la santé

*Paul Veugelers*  
Université de l'Alberta

*Michael Wolfson*  
Statistique Canada

# Dans ce numéro

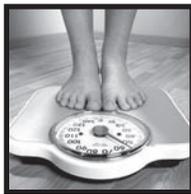
## Travaux de recherche



- ❑ **Facteurs liés à la violence faite aux infirmières par les patients** ..... 7

*par Margot Shields et Kathryn Wilkins*

En 2005, parmi les infirmières affectées aux soins directs dans les hôpitaux ou les établissements de soins de longue durée au Canada, le tiers ont déclaré avoir été victime d'une agression physique commise par un patient et près de la moitié ont fait état de violences psychologiques.



- ❑ **L'influence de l'obésité infantile sur le développement de l'estime de soi**.....21

*par F. Wang, T.C. Wild, W. Kipp, S. Kuhle et P.J. Veugelers*

La cote exprimant le risque que les enfants de 0 à 11 ans qui étaient obèses en 1994-1995 aient une faible estime de soi quatre ans plus tard était près de deux fois plus élevée que pour les enfants de poids normal.

## Santé en bref



- ❑ **Variations en matière de traitement et de survie après une crise cardiaque dans les régions sociosanitaires** .....29

*par Helen Johansen, Julie Bernier, Philippe Finès, Susan Brien, William Ghali et Michael Wolfson, pour la Canadian Cardiovascular Outcomes Research Team*

Même si, en général, les régions sociosanitaires où les taux de revascularisation étaient élevés en 1994-1995 et en 2003-2004 avaient des taux de mortalité faibles, il n'en était pas toujours ainsi.

## Coup d'œil méthodologique

### □ Repérer les cas d'automutilation dans les données des services d'urgence.....35

*par Jennifer Bethell et Anne E. Rhodes*

Les données tirées des dossiers des services d'urgence de l'Ontario pour 2001-2002 donnent à penser que certains cas de visites à l'urgence ayant reçu un code de traumatisme causé de manière « indéterminée » sont en fait des cas d'automutilation.



### □ Validation des catégories d'incapacité dérivées des scores du Health Utilities Index Mark 3 .....45

*par Yan Feng, Julie Bernier, Cameron McIntosh et Heather Orpana*

Trois catégories d'incapacité proposées fondées sur les scores du Health Utilities Index Mark III bénéficient d'un bon support empirique et seront vraisemblablement utiles pour évaluer les niveaux d'incapacité.



PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À  
**[www.statcan.ca](http://www.statcan.ca)**



# Facteurs liés à la violence faite aux infirmières par les patients

par Margot Shields et Kathryn Wilkins

Pour faciliter la lecture de ce document, le nom « infirmière » s'applique aux membres féminins et masculins de la profession infirmière.

## Résumé

### Contexte

De nombreuses études indiquent que les fournisseurs de soins de santé, particulièrement les infirmières, courent un risque élevé d'être victimes de violences au travail qui sont le fait de patients. Le présent article porte sur les violences physiques et psychologiques manifestées par les patients à l'égard des infirmières travaillant dans les hôpitaux ou les établissements de soins de santé de longue durée.

### Données et méthodes

Les données sont tirées de l'Enquête nationale sur le travail et la santé du personnel infirmier de 2005. Des totalisations croisées ont été utilisées pour examiner la relation entre la violence et les caractéristiques personnelles, les caractéristiques de l'emploi et les déterminants du climat de travail. On a recouru à la régression logistique multiple pour examiner la relation entre la violence et, d'une part, la suffisance de l'effectif ou des ressources et, d'autre part, les relations avec les collègues, en neutralisant l'effet des caractéristiques personnelles et des caractéristiques de l'emploi.

### Résultats

En 2005, parmi les infirmières affectées aux soins directs dans les hôpitaux ou les établissements de soins de santé de longue durée au Canada, 34 % ont déclaré avoir été victimes d'une agression physique commise par un patient au cours de l'année qui a précédé l'enquête, et 47 % ont déclaré avoir été victimes de violences psychologiques. La violence était associée au sexe masculin, au peu d'expérience, au travail habituel de quarts autres que celui de jour et à la perception que l'effectif ou les ressources étaient inadéquates, les relations infirmières-médecins, mauvaises, et le soutien de la part des collègues et de la part du superviseur, faible. Les associations entre la violence et la suffisance de l'effectif ou des ressources ainsi que les mauvaises relations de travail persistent même après prise en compte de l'effet des caractéristiques personnelles et des caractéristiques de l'emploi.

### Interprétation

Les facteurs modifiables jouent un rôle important dans la sécurité au travail du personnel infirmier.

### Mots-clés

Répartition des ressources, violence, charge de travail, lieu de travail.

### Auteurs

Margot Shields (613-951-4177; Margot.Shields@statcan.gc.ca) et Kathryn Wilkins (613-951-1769; Kathryn.Wilkins@statcan.gc.ca) travaillent à la Division de l'analyse de la santé à Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

Les fournisseurs de soins de santé sont exposés à un risque de subir des violences au travail particulièrement élevé et les infirmières courent le plus grand risque<sup>1-9</sup>. Les résultats de nombreuses études indiquent que l'exposition à la violence au travail peut avoir plusieurs conséquences négatives pour les infirmières, y compris la colère, la peur, la dépression, l'anxiété, les troubles du sommeil, la prise de congés de maladie, la manifestation de symptômes associés au trouble de stress post-traumatique et l'insatisfaction à l'égard du travail<sup>3,10-20</sup>. En outre, la probabilité qu'elles voudront quitter leur emploi, voire même la profession, est plus élevée parmi les infirmières victimes de violences au travail<sup>14,20-24</sup>.

La violence envers les fournisseurs de soins de santé peut aussi affecter les bénéficiaires des soins. La plupart des études portant sur la relation entre la violence et la qualité des soins sont fondées sur la perception qu'ont les infirmières quant à leur capacité de prodiguer des soins à la suite d'incidents de violence. Or, parmi les effets des mauvais traitements subis, celles-ci notent généralement une perte

d'efficacité ainsi que de productivité et une hausse du nombre d'erreurs professionnelles<sup>11,20-22,25</sup>.

L'Association des infirmières et infirmiers du Canada (AIIIC) et le Conseil international des infirmières (CII) militent en faveur de la « tolérance zéro » en matière de violence au travail<sup>26,27</sup>. Une meilleure compréhension des facteurs associés à cette forme de violence est une

importante condition préalable à l'élaboration de politiques efficaces sur le milieu de travail.

Les modèles conceptuels des facteurs qui donnent lieu à la violence en milieu de travail dans le secteur de la santé comprennent généralement trois niveaux de variables, à savoir les caractéristiques individuelles de l'infirmière et du patient, les facteurs liés au milieu de travail et les influences sociétales<sup>28</sup>. Mais, les études fondées sur des données probantes portant sur des variables provenant des trois niveaux sont rares. Quelques études<sup>29-32</sup> s'appuient sur des modèles multivariés qui prennent en compte les facteurs personnels et les facteurs associés au milieu de travail, mais de telles études sont assez rares, même si certains pensent qu'elles pourraient éclairer l'élaboration de programmes visant à réduire les violences que subissent les infirmières en milieu de travail<sup>33</sup>.

La présente étude permet d'examiner dans quelle mesure les infirmières travaillant dans les hôpitaux et les établissements de soins de santé de longue durée au Canada sont exposées aux violences commises par des patients. Dans un deuxième temps, on y examine la violence en milieu de travail en fonction de trois groupes de variables, à savoir les caractéristiques personnelles de l'infirmière, les caractéristiques de l'emploi et les déterminants du climat de travail. Un dernier objectif consiste à établir si les déterminants du climat de travail – lesquels présentent un intérêt parce qu'il est possible de les modifier – sont associés à la violence, indépendamment des effets éventuellement confusionnels des caractéristiques personnelles et des caractéristiques de l'emploi. Les déterminants du climat de travail étudiés ici sont la suffisance de l'effectif ou des ressources, les relations de travail entre les infirmières et les médecins, le soutien offert par les collègues et le soutien offert par le superviseur.

## Méthodes

### Source des données

Les données proviennent de l'Enquête nationale sur le travail et la santé du personnel infirmier (ENTSPI) de 2005, une enquête exhaustive menée auprès des membres occupés de la profession infirmière réglementée au Canada (infirmières autorisées, infirmières auxiliaires autorisées, et infirmières psychiatriques autorisées) par Statistique Canada, en partenariat avec l'Institut canadien d'information sur la santé et Santé Canada<sup>34</sup>. L'enquête visait à recueillir des renseignements auprès des infirmières des dix provinces et trois territoires sur leur milieu de travail, leur charge de travail, leur perception quant à la qualité des soins offerts et leur état de santé physique et mentale. Certaines questions ont été prévues pour permettre des analyses axées sur les liens entre l'environnement dans lequel s'exerce la profession infirmière et divers résultats pour les infirmières et les patients.

L'échantillon de l'ENTSPI a été sélectionné au hasard à partir des listes des membres, remises à Statistique Canada, des 26 organismes provinciaux et territoriaux de représentation ou de réglementation de la profession infirmière au Canada. L'enquête a été réalisée par téléphone au cours de la période allant d'octobre 2005 à janvier 2006; la durée moyenne de l'entrevue était de 30 minutes.

Sur les 24 443 infirmières sélectionnées au départ pour faire partie de l'échantillon, 21 307 ont fait l'objet d'un contact et, de ce nombre, 1 015 étaient exclues du champ de l'enquête puisqu'elles ne travaillaient pas en soins infirmiers au moment de l'enquête. En outre, 1 616 personnes (soit 7,6 % des 21 307 personnes contactées) ont refusé de participer. On a ainsi obtenu des réponses complètes pour 18 676 infirmières, ce qui a donné un taux de réponse de 79,7 %.

Les données ont été pondérées afin d'être représentatives à l'échelle provinciale (et pour les trois territoires

confondus) de chacune des trois catégories d'infirmières, soit les infirmières autorisées (IA), les infirmières auxiliaires autorisées (IAA) et les infirmières psychiatriques autorisées (IPA)<sup>34</sup>. Les taux de réponse selon la catégorie d'infirmière ont été de 80,8 % pour les IA, de 78,4 % pour les IAA et de 80,6 % pour les IPA. À l'échelle provinciale, les taux de réponse variaient de 77,0 % en Ontario à 82,8 % en Nouvelle-Écosse. Le taux de réponse des trois territoires confondus a été de 65,6 %. L'utilisation de poids d'échantillonnage est nécessaire pour réduire la possibilité d'un biais causé par les différences dans les taux de réponse.

Les déclarations de violence par les infirmières sont beaucoup moins fréquentes dans certains milieux de travail, comme les services de santé communautaires, les cabinets de médecin et les établissements d'enseignement<sup>34</sup>. Ainsi, pour restreindre l'hétérogénéité de l'échantillon, notre analyse s'est limitée aux infirmières affectées aux soins directs dans un hôpital ou un établissement de soins de santé de longue durée, c'est-à-dire à 12 218 individus; grâce à l'application de poids de sondage, l'échantillon était représentatif des 218 300 membres de la profession infirmière au Canada ayant satisfait à ces critères à l'automne 2005.

### Définitions

On a eu recours à deux questions à réponse « oui ou non » pour mesurer la *violence au travail* infligée par les patients :

- Au cours des 12 derniers mois, avez-vous été victime d'une agression physique de la part d'un patient?
- Au cours des 12 derniers mois, avez-vous été victime de violence émotionnelle (psychologique) de la part d'un patient?

Les deux questions ont été lues aux participantes à l'enquête sans qu'aucune autre explication ni définition de l'agression physique ou de la violence psychologique leur soit fournie.

**Tableau 1**  
**Certaines caractéristiques des infirmières affectées aux soins directs dans les hôpitaux ou les établissements de soins de santé de longue durée, Canada, 2005**

	Taille de l'échantillon	Nombre estimatif	Pourcentage
<b>Total</b>	<b>12 218</b>	<b>218 300</b>	
<b>Caractéristiques personnelles</b>			
Sexe féminin	11 365	205 400	94,1
Nombre moyen d'années d'expérience en soins infirmiers (écart-type)	17,0 (11,1)	17,1 (11,3)	...
Baccalauréat ou diplôme postbaccalauréal en sciences infirmières	1 653	42 200	19,4
Santé générale passable ou mauvaise	856	15 200	7,0
Santé mentale passable ou mauvaise	630	12 900	5,9
<b>Satisfaction à l'égard du travail</b>			
Très satisfaite	4 713	77 200	35,4
Plutôt satisfaite	5 912	110 700	50,8
Plutôt insatisfaite	1 238	23 500	10,8
Très insatisfaite	328	6 400	2,9
<b>Catégorie d'infirmière</b>			
Infirmière autorisée	5 616	164 200	75,2
Infirmière auxiliaire autorisée	5 618	51 200	23,5
Infirmière psychiatrique autorisée	984	2 900	1,3
<b>Caractéristiques de l'emploi</b>			
<b>Lieu de travail</b>			
Hôpital	8 081	172 100	78,8
Établissement de soins de santé de longue durée	4 137	46 200	21,2
<b>Travail à temps plein</b>	6 938	127 000	58,4
<b>Quart habituellement travaillé</b>			
Jour	3 370	68 600	31,4
Soirée	1 050	20 200	9,3
Nuit	1 152	24 000	11,0
Variés	6 644	105 400	48,3
<b>Travaille habituellement un quart de 12 heures</b>	4 453	75 600	36,8
<b>Déterminants du climat de travail</b>			
<b>Suffisance de l'effectif ou des ressources</b>			
Des services de soutien adéquats me permettent de consacrer du temps à mes patients (pourcentage en désaccord)	5 619	99 900	47,0
Il y a suffisamment de temps et d'occasions pour discuter des soins aux patients (pourcentage en désaccord)	4 602	91 800	42,5
L'effectif infirmier est suffisant pour offrir des soins de qualité aux patients (pourcentage en désaccord)	6 403	121 000	55,9
L'effectif est suffisant pour accomplir le travail (pourcentage en désaccord)	5 854	112 000	51,7
<b>Relations de travail entre les infirmières et les médecins</b>			
Il y a beaucoup de travail d'équipe entre les infirmières et les médecins (pourcentage en désaccord)	2 310	41 100	19,2
Il y a une collaboration entre les infirmières et les médecins (pourcentage en désaccord)	1 271	24 300	11,3
Les médecins et les infirmières ont de bonnes relations de travail (pourcentage en désaccord)	1 475	28 300	13,1
<b>Soutien de la part du superviseur</b>			
Votre surveillant facilite l'exécution du travail (pourcentage en désaccord)	3 267	59 700	27,7
<b>Soutien de la part des collègues</b>			
Vous êtes exposé à l'hostilité ou aux conflits de vos collègues (pourcentage en accord)	5 508	100 200	46,2
Vos collègues facilitent l'exécution du travail (pourcentage en désaccord)	413	8 200	3,8

... n'ayant pas lieu de figurer

**Nota :** En raison des valeurs manquantes, le pourcentage indiqué peut ne pas correspondre au nombre estimatif divisé par le total.

**Source :** Enquête nationale sur le travail et la santé du personnel infirmier, 2005.

Quatre variables ont été utilisées pour évaluer le *climat de travail*. Deux de ces variables, soit la *suffisance de l'effectif ou des ressources* et les *relations de travail entre les infirmières et les médecins*, sont dérivées de sous-échelles de l'indice du travail en soins infirmiers (ITSI), qui est un ensemble de mesures élaborées pour étudier le milieu de travail dans lequel s'exerce la profession infirmière<sup>35</sup>. Les réponses reposaient sur une échelle de Likert de quatre points, allant de « tout à fait d'accord » (0 points) à « fortement en désaccord » (3 points), en passant par « quelque peu en accord » (1 point) et « quelque peu en désaccord » (2 points).

Les énoncés de la sous-échelle de la *suffisance de l'effectif ou des ressources* sont présentés au tableau 1. Le score global de suffisance de l'effectif ou des ressources (pouvant varier de 0 à 12) a été obtenu en additionnant ensemble les scores enregistrés pour les quatre énoncés. La perception quant à la suffisance de l'effectif ou des ressources était d'autant plus faible que le score était élevé. Des seuils ont été choisis pour permettre de subdiviser la distribution pondérée des scores en quartiles. Dans le cas de l'ENTSPI, la valeur du coefficient de fiabilité (telle que mesurée par le coefficient alpha de Cronbach) de cette sous-échelle était satisfaisante, soit de 0,84, et des statistiques de validité satisfaisantes avaient été publiées antérieurement<sup>36</sup>.

Trois énoncés ont servi à évaluer les *relations de travail entre les infirmières et les médecins* (tableau 1), dont le score global (pouvant varier de 0 à 9) a été obtenu en faisant la somme des trois scores. Les relations étaient d'autant moins favorables que les scores étaient élevés. La distribution pondérée des scores a été répartie en quartiles. La valeur du coefficient alpha de Cronbach de la sous-échelle des relations de travail entre les infirmières et les médecins était de 0,82.

Afin de retenir le plus grand nombre possible de répondantes, une réponse « sans objet » ou « non précisé » a été acceptée pour la sous-échelle de la

suffisance de l'effectif ou des ressources et pour celle des relations de travail entre les infirmières et les médecins. Un score a été calculé à partir des énoncés auxquels correspondait une réponse, pour être ajusté par la suite en utilisant la méthode d'imputation par la moyenne pour compenser les réponses « sans objet ».

Deux énoncés ont servi à évaluer le soutien de la part des collègues :

- Vous étiez exposé(e) à l'hostilité ou aux conflits de vos collègues.
- Vos collègues facilitent l'exécution du travail.

Les choix de réponse étaient : « tout à fait d'accord », « d'accord », « ni en accord ni en désaccord », « en désaccord » ou « entièrement en désaccord ». Les participantes à l'enquête ont été classées comme bénéficiant d'un faible soutien de la part des collègues si elles ont déclaré être « tout à fait d'accord » ou « d'accord » avec le premier énoncé, ou « en désaccord » ou « entièrement en désaccord » avec le second.

Le soutien de la part du superviseur a été évalué à l'aide de l'énoncé « Votre surveillant facilite l'exécution du travail ». Ont été classées comme bénéficiant d'un faible soutien de la part de leur superviseur les personnes qui ont déclaré être « en désaccord » ou « entièrement en désaccord » avec l'énoncé.

Les définitions détaillées et les éléments du questionnaire correspondant aux caractéristiques personnelles et aux caractéristiques de l'emploi incluses dans la présente étude peuvent être consultés dans un rapport déjà publié<sup>34</sup>.

## Techniques d'analyse

Dans le cadre du traitement des données de l'ENTSPI, les méthodologistes de Statistique Canada ont créé des poids de sondage afin que les données soient représentatives de l'ensemble de la profession infirmière réglementée au Canada. La présente analyse porte sur des données pondérées représentatives de l'ensemble du personnel infirmier fournissant des soins directs aux patients

**Tableau 2**

**Nombre et pourcentage ayant déclaré avoir été agressées physiquement par un patient au cours des 12 mois précédents, selon certaines caractéristiques, infirmières affectées aux soins directs dans les hôpitaux ou les établissements de soins de santé de longue durée, Canada, 2005**

	Nombre estimatif	Pourcentage	Intervalle de confiance à 95 %	
			de	à
<b>Total</b>	73 300	33,8	32,5	35,1
<b>Caractéristiques personnelles</b>				
<b>Sexe</b>				
Féminin	67 400	33,0*	31,7	34,4
Masculin†	5 900	46,1	40,6	51,6
<b>Nombre d'années d'expérience en soins infirmiers</b>				
Moins de 5	16 300	41,7*	38,7	44,7
De 5 à 9	10 500	37,6	33,8	41,5
De 10 à 14	10 300	36,9	33,3	40,5
De 15 à 19†	10 600	33,8	30,3	37,3
De 20 à 24	8 700	32,7	29,3	36,2
De 25 à 29	9 500	27,8*	24,9	30,6
30 et plus	7 400	24,9*	21,6	28,1
<b>Baccalauréat ou diplôme postbaccalauréal en sciences infirmières</b>				
Oui	12 400	29,4*	26,4	32,5
Non†	60 900	34,8	33,4	36,3
<b>Santé générale</b>				
Bonne, très bonne ou excellente	67 600	33,5	32,1	34,8
Passable ou mauvaise†	5 700	38,2	33,2	43,2
<b>Santé mentale</b>				
Bonne, très bonne ou excellente	67 600	33,1*	31,8	34,5
Passable ou mauvaise†	5 700	45,2	39,3	51,2
<b>Satisfaction à l'égard du travail</b>				
Très satisfaite†	21 100	27,4	25,4	29,5
Plutôt satisfaite	37 900	34,5*	32,6	36,3
Plutôt insatisfaite	10 800	46,5*	42,1	50,9
Très insatisfaite	3 300	53,1*	44,7	61,5
<b>Catégorie d'infirmière</b>				
Infirmière autorisée†	49 100	30,2	28,5	31,8
Infirmière auxiliaire autorisée	22 800	44,8*	43,0	46,5
Infirmière psychiatrique autorisée	1 400	47,2*	44,2	50,1
<b>Caractéristiques de l'emploi</b>				
<b>Lieu de travail</b>				
Hôpital	50 500	29,6*	28,0	31,1
Établissement de soins de santé de longue durée†	22 800	49,6	47,3	51,8
<b>Situation d'emploi</b>				
Temps plein	43 400	34,4	32,7	36,2
Temps partiel†	29 600	32,9	30,9	34,9
<b>Quart habituellement travaillé</b>				
Jour†	15 900	23,3	21,2	25,4
Soirée	8 100	40,2*	35,8	44,5
Nuit	9 200	38,7*	34,5	43,0
Variés	40 100	38,3*	36,4	40,2
<b>Longueur du quart</b>				
12 heures	28 800	38,5*	36,0	40,9
Moins de 12 heures†	40 000	31,0	29,5	32,6
<b>Déterminants du climat de travail</b>				
<b>Suffisance de l'effectif ou des ressources</b>				
Premier quartile (perception la plus favorable)	9 800	23,4	21,0	25,9
Deuxième quartile	14 400	28,7†	26,1	31,3
Troisième quartile	22 500	35,3†	32,9	37,8
Quatrième quartile (perception la moins favorable)	26 100	44,1†	41,4	46,7
<b>Relations de travail entre les infirmières et les médecins</b>				
Premier quartile (les plus favorables)	14 400	28,2	25,7	30,8
Deuxième quartile	19 300	33,7†	31,1	36,3
Troisième quartile	20 100	34,7	32,4	37,0
Quatrième quartile (les moins favorables)	18 300	38,9†	36,1	41,6
<b>Faible soutien de la part du superviseur</b>				
Oui	23 700	39,8*	37,2	42,5
Non†	49 200	31,7	30,2	33,1
<b>Faible soutien de la part des collègues</b>				
Oui	40 300	39,7*	37,7	41,7
Non†	32 900	28,7	27,1	30,4

† catégorie de référence

\* valeur significativement différente de l'estimation observée pour la catégorie de référence ( $p < 0,05$ )

† valeur significativement différente de l'estimation observée pour le quartile précédent ( $p < 0,05$ )

Source : Enquête nationale sur le travail et la santé du personnel infirmier, 2005.

**Facteurs liés à la violence faite aux infirmières par les patients • Travaux de recherche**

dans les hôpitaux ou les établissements de soins de santé de longue durée. Nous avons calculé des estimations de fréquence pour examiner les caractéristiques de la population étudiée. Des estimations bivariées ont servi à examiner les facteurs associés à l'agression physique et à la violence psychologique infligées aux infirmières par les patients.

Des modèles de régression logistique nous ont permis d'examiner la violence en fonction des déterminants du climat de travail. Nous avons ajusté trois ensembles de modèles. Dans le premier ensemble, nous avons calculé les rapports de cotes non corrigés en vue d'examiner la relation entre chaque déterminant du climat de travail et la violence. Dans le deuxième, nous avons inclus les caractéristiques personnelles de l'infirmière et les caractéristiques de l'emploi comme variables de contrôle. Parmi les variables reflétant les caractéristiques personnelles, nous avons jugé que les facteurs attitudinaux, en particulier une attitude généralement morose, étaient importants à cause de leur influence éventuelle sur la perception de la violence au travail ou la probabilité qu'une infirmière déclare avoir été victime de violences au travail. En l'absence de variables mesurant directement l'affectivité négative, nous avons utilisé l'autodéclaration d'un mauvais état de santé mentale et d'une insatisfaction à l'égard du travail comme variables de contrôle. L'ensemble final de modèles contenait les quatre déterminants du climat de travail, de même que les caractéristiques personnelles et les caractéristiques de l'emploi; on voulait voir si ces déterminants, qui présentent un intérêt parce qu'il est possible de les modifier, étaient associés à la violence indépendamment des effets confusionnels éventuels des caractéristiques personnelles et des caractéristiques de l'emploi. Le choix des caractéristiques personnelles et des caractéristiques de l'emploi incluses comme variables de contrôle a été dicté

**Tableau 3**

**Nombre et pourcentage ayant déclaré avoir subi de la violence psychologique venant d'un patient au cours des 12 mois précédents, selon certaines caractéristiques, infirmières affectées aux soins directs dans les hôpitaux ou les établissements de soins de santé de longue durée, Canada, 2005**

	Nombre estimatif	Pourcentage	Intervalle de confiance à 95 %	
			de	à
<b>Total</b>	101 200	46,7	45,3	48,1
<b>Caractéristiques personnelles</b>				
<b>Sexe</b>				
Féminin	94 200	46,2*	44,8	47,6
Masculin†	7 000	54,6	48,7	60,4
<b>Nombre d'années d'expérience en soins infirmiers</b>				
Moins de 5	18 800	48,2	44,9	51,5
De 5 à 9	13 600	48,7	44,8	52,7
De 10 à 14	14 600	52,1	48,4	55,9
De 15 à 19†	16 300	51,8	48,1	55,5
De 20 à 24	12 300	46,6	42,9	50,4
De 25 à 29	14 000	40,8*	37,3	44,3
30 et plus	11 500	39,1*	35,2	42,9
<b>Baccalauréat ou diplôme postbaccalauréal en sciences infirmières</b>				
Oui	19 300	46,1	42,6	49,5
Non†	81 800	46,8	45,3	48,4
<b>Santé générale</b>				
Bonne, très bonne ou excellente	92 900	46,0*	44,6	47,5
Passable ou mauvaise†	8 300	56,0	50,8	61,3
<b>Santé mentale</b>				
Bonne, très bonne ou excellente	93 100	45,6*	44,2	47,0
Passable ou mauvaise†	8 000	64,3	58,4	70,3
<b>Satisfaction à l'égard du travail</b>				
Très satisfaite†	29 700	38,7	36,4	41,0
Plutôt satisfaite	53 500	48,6*	46,6	50,6
Plutôt insatisfaite	13 400	57,7*	53,4	62,0
Très insatisfaite	4 200	68,5*	60,9	76,1
<b>Catégorie d'infirmière</b>				
Infirmière autorisée†	74 400	45,7	43,9	47,5
Infirmière auxiliaire autorisée	24 700	48,6*	46,8	50,3
Infirmière psychiatrique autorisée	2 100	71,6*	69,0	74,2
<b>Caractéristiques de l'emploi</b>				
<b>Lieu de travail</b>				
Hôpital	79 100	46,3	44,7	48,0
Établissement de soins de santé de longue durée†	22 000	48,0	45,7	50,2
<b>Situation d'emploi</b>				
Temps plein	60 200	47,8	45,9	49,7
Temps partiel†	40 700	45,3	43,3	47,3
<b>Quart habituellement travaillé</b>				
Jour†	25 000	36,6	34,2	39,1
Soirée	9 800	48,8*	44,6	53,0
Nuit	11 400	47,9*	43,4	52,3
Variés	55 000	52,6*	50,6	54,6
<b>Longueur du quart</b>				
12 heures	41 000	54,7*	52,1	57,3
Moins de 12 heures†	53 700	41,7	40,0	43,4
<b>Déterminants du climat de travail</b>				
<b>Suffisance de l'effectif ou des ressources</b>				
Premier quartile (perception la plus favorable)	13 200	31,7	28,7	34,7
Deuxième quartile	20 800	41,4†	38,6	44,2
Troisième quartile	32 100	50,5†	47,9	53,0
Quatrième quartile (perception la moins favorable)	34 400	58,0†	55,4	60,6
<b>Relations de travail entre les infirmières et les médecins</b>				
Premier quartile (les plus favorables)	19 700	38,7	35,8	41,5
Deuxième quartile	24 900	43,5†	40,8	46,2
Troisième quartile	28 100	48,6†	46,0	51,1
Quatrième quartile (les moins favorables)	27 000	57,4†	54,6	60,2
<b>Faible soutien de la part du superviseur</b>				
Oui	32 500	54,6*	52,0	57,2
Non†	68 200	43,9	42,3	45,6
<b>Faible soutien de la part des collègues</b>				
Oui	53 400	52,6*	50,7	54,6
Non†	47 600	41,6	39,7	43,5

† catégorie de référence

\* valeur significativement différente de l'estimation observée pour la catégorie de référence ( $p < 0,05$ )† valeur significativement différente de l'estimation observée pour le quartile précédent ( $p < 0,05$ )

Source : Enquête nationale sur le travail et la santé du personnel infirmier, 2005.

par les données publiées et celles recueillies dans le cadre de l'ENTSPI.

Les erreurs-types, les coefficients de variation et les intervalles de confiance à 95 % ont été calculés par

la méthode du *bootstrap*<sup>37</sup>. On a vérifié la signification statistique des différences entre les estimations; le seuil de signification a été fixé au niveau de  $p < 0,05$ .

## Résultats

### Caractéristiques de la population étudiée

En 2005, on estimait à un peu plus de 218 000 le nombre d'infirmières prodiguant des soins directs aux patients dans les hôpitaux ou les établissements de soins de santé de longue durée, calculé en se fondant sur un échantillon pondéré de 12 218 répondants (tableau 1). La vaste majorité (94 %) était des femmes. En moyenne, les infirmières avaient 17 années d'expérience en soins infirmiers. Un peu moins du cinquième d'entre elles (19 %) étaient titulaires d'un baccalauréat ou d'un diplôme postbaccalauréal en sciences infirmières. La plupart étaient en bonne santé; 7 % seulement ont jugé leur état de santé général « passable » ou « mauvais », tandis que 6 % ont qualifié leur état de santé mentale de « passable » ou « mauvais ». La grande majorité se sont dites satisfaites de leur emploi puisque 35 % étaient très satisfaites et 51 %, plutôt satisfaites. Les IA, IAA et IPA composaient respectivement 75 %, 24 % et 1 % de la population étudiée.

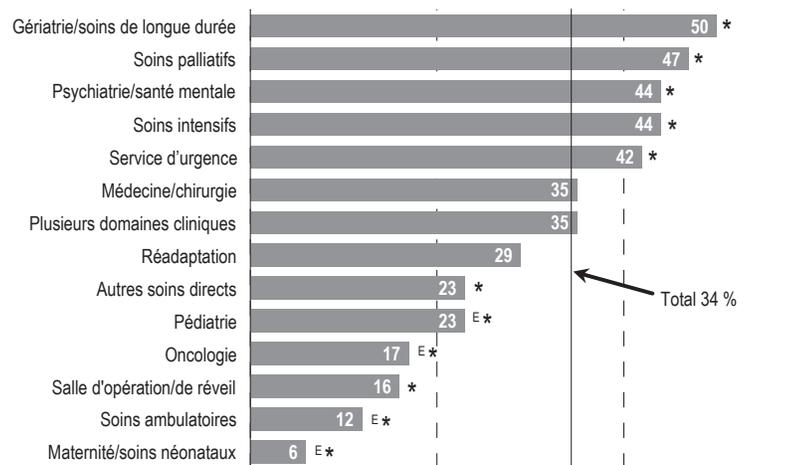
Plus de la moitié des infirmières (58 %) ayant fait partie de l'étude étaient occupées à temps plein, et près des quatre cinquièmes (79 %) travaillaient dans un hôpital. Deux tiers d'entre elles (69 %) travaillaient d'autres quarts que le quart de jour exclusivement, tandis que le tiers (37 %) travaillaient habituellement un quart de 12 heures.

### Climat de travail

Une part importante des infirmières ayant participé à l'étude considérait qu'il y avait un manque d'effectifs ou de ressources. Ainsi, la majorité d'entre elles, soit 56 % et 52 %, respectivement, se sont dites en désaccord avec les affirmations « L'effectif infirmier est suffisant pour offrir des soins de qualité aux patients » et « L'effectif infirmier est suffisant pour accomplir le travail ». Eu égard aux affirmations « Des services de soutien adéquats me permettent de consacrer du temps à mes patients » et « Il y a suffisamment de temps et

**Figure 1**

**Pourcentage ayant déclaré avoir été agressées physiquement par un patient au cours des 12 mois précédents, selon le domaine clinique d'emploi, infirmières affectées aux soins directs dans les hôpitaux ou les établissements de soins de santé de longue durée, Canada, 2005**



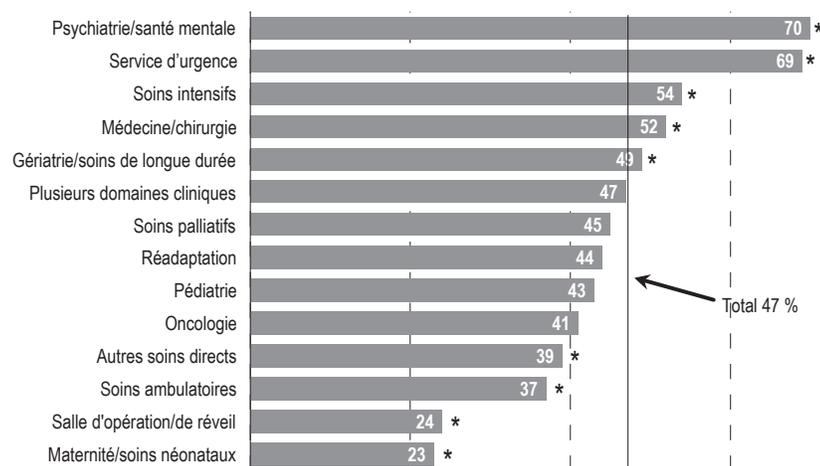
\* valeur significativement différente de l'estimation observée pour le total

E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)

Source : Enquête nationale sur le travail et la santé du personnel infirmier, 2005.

**Figure 2**

**Pourcentage ayant déclaré avoir subi de la violence psychologique venant d'un patient au cours des 12 mois précédents, selon le domaine clinique d'emploi, infirmières affectées aux soins directs dans les hôpitaux ou les établissements de soins de santé de longue durée, Canada, 2005**



\* valeur significativement différente de l'estimation pour le total

Source : Enquête nationale sur le travail et la santé du personnel infirmier, 2005.

**Facteurs liés à la violence faite aux infirmières par les patients • Travaux de recherche**

d'occasions pour discuter des soins aux patients », les proportions s'étant dites en désaccord étaient légèrement inférieures, soit 47 % et 43 %, respectivement.

En revanche, les déclarations faisant état de mauvaises relations de travail infirmières-médecins étaient peu courantes. Ainsi, les infirmières ayant fait état d'un manque de travail d'équipe ou d'un manque de collaboration entre

les infirmières et les médecins représentaient 19 % et 11 %, respectivement, de l'ensemble des infirmières. Quant à celles s'étant dites en désaccord avec l'affirmation « Les médecins et les infirmières ont de

**Tableau 4**

**Rapports de cotes reliant les déterminants du climat de travail à une agression physique/violence psychologique de la part d'un patient au cours des 12 derniers mois, infirmières affectées aux soins directs dans les hôpitaux ou les établissements de soins de santé de longue durée, Canada, 2005**

Déterminants du climat de travail	Rapport de cotes non corrigé	Intervalle de confiance à 95 %		Corrigé pour les caractéristiques personnelles et les caractéristiques de l'emploi			Corrigé pour le climat de travail, les caractéristiques personnelles et les caractéristiques de l'emploi		
		de	à	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance à 95 %	
<b>Aggression physique de la part d'un patient</b>									
<b>Suffisance de l'effectif ou des ressources</b>									
Premier quartile (perception la plus favorable) <sup>†</sup>	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...
Deuxième quartile	1,3*	1,1	1,6	1,3*	1,0	1,6	1,2	1,0	1,5
Troisième quartile	1,8*	1,5	2,1	1,6*	1,3	2,0	1,5*	1,2	1,8
Quatrième quartile (perception la moins favorable)	2,6*	2,2	3,1	2,3*	1,9	2,8	2,1*	1,7	2,6
<b>Relations de travail entre les infirmières et les médecins</b>									
Premier quartile (les plus favorables) <sup>†</sup>	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...
Deuxième quartile	1,3*	1,1	1,5	1,2	1,0	1,4	1,1	0,9	1,4
Troisième quartile	1,3*	1,1	1,6	1,2*	1,0	1,4	1,1	0,9	1,3
Quatrième quartile (les moins favorables)	1,6*	1,4	1,9	1,3*	1,0	1,5	1,0	0,8	1,2
<b>Faible soutien de la part du superviseur</b>									
Oui	1,4*	1,3	1,6	1,3*	1,2	1,6	1,2*	1,0	1,4
Non <sup>†</sup>	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...
<b>Faible soutien de la part des collègues</b>									
Oui	1,6*	1,5	1,8	1,6*	1,4	1,8	1,4*	1,3	1,7
Non <sup>†</sup>	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...
<b>Violence psychologique de la part d'un patient</b>									
<b>Suffisance de l'effectif ou des ressources</b>									
Premier quartile (perception la plus favorable) <sup>†</sup>	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...
Deuxième quartile	1,5*	1,3	1,8	1,4*	1,2	1,8	1,3*	1,1	1,6
Troisième quartile	2,2*	1,8	2,6	1,9*	1,6	2,4	1,7*	1,4	2,1
Quatrième quartile (perception la moins favorable)	3,0*	2,5	3,5	2,6*	2,1	3,1	2,2*	1,8	2,6
<b>Relations de travail entre les infirmières et les médecins</b>									
Premier quartile (les plus favorables) <sup>†</sup>	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...
Deuxième quartile	1,2*	1,0	1,4	1,2*	1,0	1,4	1,1	0,9	1,3
Troisième quartile	1,5*	1,3	1,8	1,4*	1,2	1,7	1,3*	1,1	1,5
Quatrième quartile (les moins favorables)	2,1*	1,8	2,5	1,9*	1,6	2,3	1,5*	1,3	1,8
<b>Faible soutien de la part du superviseur</b>									
Oui	1,5*	1,4	1,7	1,4*	1,2	1,6	1,2*	1,0	1,4
Non <sup>†</sup>	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...
<b>Faible soutien de la part des collègues</b>									
Oui	1,6*	1,4	1,8	1,5*	1,3	1,7	1,3*	1,2	1,5
Non <sup>†</sup>	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...

<sup>†</sup> catégorie de référence

\* valeur significativement différente de l'estimation observée pour la catégorie de référence (p < 0,05)

... n'ayant pas lieu de figurer

**Nota :** Les caractéristiques personnelles incluses dans les modèles sont le sexe, le nombre d'années d'expérience en soins infirmiers, les études en sciences infirmières, la santé générale, la santé mentale, la satisfaction à l'égard de l'emploi et la catégorie d'infirmière. Les caractéristiques de l'emploi comprennent le lieu de travail, le domaine clinique d'emploi, la situation de travail, le quart habituellement travaillé et la durée du quart. Consulter les tableaux A et B en annexe pour les résultats des modèles complets.

**Source :** Enquête nationale sur le travail et la santé du personnel infirmier, 2005.

bonnes relations de travail », elles représentaient 13 %.

Un peu plus du quart de l'ensemble des infirmières (28 %) ont indiqué être en désaccord avec l'énoncé « Votre superviseur facilite l'exécution du travail ».

Si une très faible proportion d'infirmières (4 %) n'étaient pas d'accord pour dire que leurs collègues facilitaient l'exécution du travail, la proportion de celles ayant déclaré être exposées à l'hostilité ou aux conflits de leurs collègues frisait la moitié (46 %).

### Facteurs associés à la violence

Parmi les infirmières travaillant dans les hôpitaux ou les établissements de soins de longue durée, 34 % ont déclaré avoir été agressées physiquement par un patient au cours de l'année qui a précédé l'enquête (tableau 2) et 47 % ont fait état de violence psychologique pour la même période (tableau 3). Les membres masculins du personnel infirmier et les membres les moins expérimentés étaient plus susceptibles que leurs homologues de déclarer l'une et l'autre forme de violence. La possession d'un baccalauréat ou d'un diplôme supérieur au baccalauréat en sciences infirmières était associée à une probabilité moindre de déclarer avoir fait l'objet d'une agression physique, mais ne présentait aucun lien avec la violence psychologique. Comparativement aux IA, les IAA et les IPA étaient plus susceptibles de déclarer avoir été victimes de violence. Le risque était marqué chez les IPA, dont 47 % ont fait état d'une agression physique et 72 %, de violence psychologique.

Les infirmières travaillant d'autres quarts que celui de jour, et celles travaillant habituellement un quart de 12 heures ont été proportionnellement plus nombreuses à déclarer l'une et l'autre forme de violence.

La prévalence des cas de violence variait considérablement selon le domaine clinique de l'emploi. Ainsi, la proportion d'infirmières ayant déclaré

avoir été victime d'une agression physique était particulièrement élevée en gériatrie/soins de longue durée (50 %), en soins palliatifs (47 %), en psychiatrie/santé mentale (44 %), en soins intensifs (44 %) ou au service d'urgence (42 %) (figure 1). Quant à elle, la violence psychologique était plus courante en psychiatrie/santé mentale (70 %), au service d'urgence (69 %), en soins intensifs (54 %), en médecine/chirurgie (52 %) ou en gériatrie/soins de longue durée (49 %) (figure 2).

### Climat de travail et violence

Les quatre déterminants du climat de travail étudiés, à savoir la suffisance de l'effectif ou des ressources, les relations de travail infirmières-médecins, le soutien de la part du superviseur et le soutien de la part des collègues, étaient tous associés de manière significative à l'agression physique (tableau 2) et à la violence psychologique (tableau 3). Les données semblent indiquer qu'il existe un gradient du risque de violence selon la suffisance de l'effectif ou des ressources. La prévalence des cas d'agression physique était la plus élevée (44 %) chez les infirmières ayant jugé le moins favorablement la suffisance de l'effectif ou des ressources (quatrième quartile) et la plus faible (23 %) chez celles l'ayant jugée le plus favorablement (premier quartile). Les estimations correspondantes pour la violence psychologique étaient de 58 % pour le quatrième quartile et de 32 % pour le premier quartile.

Un gradient de la violence s'observe également selon les relations de travail infirmières-médecins. La proportion d'infirmières ayant déclaré avoir été agressées physiquement variait de 28 % chez celles ayant jugé le plus favorablement ces relations à 39 % chez celles les ayant jugées le moins favorablement. Le gradient est plus prononcé dans le cas de la violence psychologique (39 % contre 57 %).

Les infirmières classées comme ayant un faible soutien de la part de leur

superviseur étaient plus susceptibles de déclarer avoir été agressées physiquement que celles ayant mentionné des relations plus positives (40 % contre 32 %). Il en va de même pour la violence psychologique (55 % contre 44 %).

Des différences comparables se dégagent en ce qui concerne le soutien de la part des collègues : 40 % des infirmières ayant un faible soutien de la part de leurs collègues ont dit avoir été agressées physiquement, comparativement à 29 % de celles dont les collègues étaient d'un plus grand soutien. Dans le cas de la violence psychologique, les proportions sont de 53 % (faible soutien) contre 42 % (plus grand soutien).

### Analyse multivariée

Nous avons examiné les déterminants du climat de travail séparément à l'aide de modèles multivariés qui neutralisaient les effets des caractéristiques personnelles des infirmières et des caractéristiques de l'emploi (tableau 4). Si la prise en compte des effets de ces variables éventuellement confusionnelles réduit dans une certaine mesure la force des associations entre les quatre déterminants du climat de travail et l'agression physique ainsi que la violence psychologique, celles-ci demeurent significatives. L'introduction simultanée des quatre déterminants du climat de travail, des caractéristiques personnelles et de celles de l'emploi affaiblit davantage les associations entre les déterminants du climat de travail et la violence à cause des corrélations entre ces déterminants. Néanmoins, le fait de considérer l'effectif ou les ressources inadéquates ou le soutien de la part des collègues ou du superviseur faible demeure associé positivement à l'une et l'autre forme de violence. Enfin, les mauvaises relations infirmières-médecins restent associées positivement à la violence psychologique, mais non à l'agression physique.

## *Ce que l'on sait déjà sur le sujet*

- Les fournisseurs de soins de santé sont fréquemment victimes de violences physiques ou verbales commises par les patients dont ils prennent soin, et les infirmières sont particulièrement à risque.
- Les infirmières victimes de violence au travail courent le risque d'éprouver des problèmes physiques et psychologiques.
- Il existe également certaines preuves de l'existence d'un lien entre cette violence et la qualité des soins prodigués aux patients.

## *Ce qu'apporte l'étude*

- Il s'agit de la première étude canadienne fondée sur des données représentatives à l'échelle nationale à quantifier la mesure dans laquelle les infirmières travaillant dans les hôpitaux ou les établissements de soins de santé de longue durée déclarent être victimes de violences perpétrées par des patients et à examiner les facteurs associés à ces violences.
- Les déterminants du climat de travail, à savoir la suffisance de l'effectif ou des ressources, les relations infirmières-médecins, le soutien de la part des collègues et le soutien de la part du superviseur, sont associés négativement à la violence en milieu de travail.
- L'association entre le climat de travail et la violence est indépendante des effets des caractéristiques personnelles et des caractéristiques de l'emploi.

## **Discussion**

Fondée sur des données recueillies auprès d'un grand échantillon nationalement représentatif dont le taux de réponse a été exceptionnellement élevé, la présente étude mène à la conclusion que la violence infligée aux infirmières par les patients est courante au Canada. D'autres études ont également montré que le risque d'être victime de violence au travail est élevé parmi les infirmières, mais que celles-ci ont tendance à accepter cela comme « faisant partie de l'emploi »<sup>5-8,14,38-40</sup>. Bon nombre d'entre elles ne prennent pas la peine de signaler les incidents de violence parce qu'elles pensent soit qu'aucune mesure ne sera prise, soit qu'on les en tiendra responsables; à cet égard, on prétend qu'il existe une « culture du silence »<sup>3,6,7,14,41-44</sup>.

Comme les définitions de la violence diffèrent, il est difficile de comparer les estimations fondées sur les données de l'ENTSPI et celles d'autres études. Une exception digne de mention est l'enquête auprès du personnel des National Health Services (NHS) menée en Angleterre en 2005, qui comportait des questions semblables à celles posées dans le cadre de l'ENTSPI : « Au cours des 12 derniers mois, avez-vous été victime d'une agression physique de la part d'un patient/utilisateur des services? » [traduction] et « Au cours des 12 derniers mois, avez-vous été victime de harcèlement, d'intimidation ou d'abus de la part d'un patient/utilisateur des services? » [traduction]<sup>45</sup>. Seize pour cent des personnes interrogées dans le cadre de l'enquête NHS ont déclaré avoir été victimes d'une agression physique tandis que 26 % ont dit avoir été victimes de harcèlement, d'intimidation ou d'abus. Ces estimations reposent sur l'ensemble du personnel infirmier, indépendamment du milieu de travail ou du profil de l'emploi. Dans le cas de l'ENTSPI, les personnes ayant dit avoir été victimes d'une agression physique ou de violence psychologique représentaient 25 % et 38 %, respectivement, de l'ensemble

du personnel infirmier, après pondération des données. Même si ces comparaisons doivent être interprétées avec prudence à cause du libellé un peu différent des questions (surtout dans le cas de la violence psychologique), les estimations obtenues pour le Canada sont beaucoup plus élevées que celles observées pour l'Angleterre.

L'encouragement à la dénonciation des incidents de violence et la prise de mesures de suivi par les autorités expliquent peut-être les taux plus faibles observés pour l'Angleterre. En effet, 69 % des participants à l'enquête NHS qui avaient été victimes d'une agression physique ont indiqué l'avoir signalée; chez les victimes de violence psychologique, 57 % l'avaient fait. Ces chiffres sont sensiblement plus élevés que ceux d'autres études. Par exemple, il ressort d'une enquête menée en 1998-1999 auprès d'infirmières autorisées travaillant en milieu hospitalier en Alberta et en Colombie-Britannique que seulement 36 % des cas d'agression physique déclarés et 28 % des cas de violence psychologique déclarés avaient été signalés aux autorités de l'hôpital<sup>31</sup>. Une constatation pertinente de l'enquête britannique est que très peu de personnes ont mentionné un manque d'« intervention efficace » à la suite d'incidents de violence physique ou psychologique. Le fait d'encourager la dénonciation de ces incidents, ainsi que la prise de mesures appropriées par les autorités sont peut-être des conditions essentielles à la réduction des violences que subissent les infirmières au travail.

Comme l'ont montré d'autres travaux de recherche, les estimations fondées sur l'ENTSPI indiquent que les membres peu expérimentés de la profession infirmière<sup>13,21,29-31,46-48</sup> et les membres de sexe masculin<sup>14,21,30,46</sup> sont plus susceptibles que les autres de déclarer avoir été victimes de violences physiques, comme d'avoir subi de la violence psychologique, de la part des patients. Il se peut que les infirmières débutantes n'aient pas la capacité de

pressentir les manifestations d'agressivité, puis de les désamorcer. En revanche, du fait de leur jeune âge et de leur manque d'expérience, elles reconnaissent peut-être plus ouvertement les incidents de violence puisqu'elles sont moins aptes à les considérer comme « faisant partie de l'emploi »<sup>31</sup>. Parmi les membres masculin de la profession, le risque de faire l'objet de violence plus élevé tient peut-être au fait que ces derniers sont plus souvent exposés aux patients violents, ainsi qu'aux normes sociétales qui varient selon le sexe<sup>14,21,48</sup>. Une étude en particulier a révélé une tendance chez les membres masculins de la profession à vouloir protéger leurs homologues féminins et à assumer le rôle principal en ce qui a trait à la maîtrise des patients agressifs<sup>40</sup>.

Les caractéristiques de l'emploi associées aux déclarations de violence dans la présente étude sont le travail par quarts et le domaine clinique de l'emploi. Le travail par quarts, notamment le quart de nuit, a été lié à la violence dans d'autres études<sup>30</sup>, ce qui tient peut-être au fait de travailler dans des conditions plus isolées. Pour ce qui est du domaine clinique, et comme le montrent d'autres travaux de recherche, les infirmières travaillant principalement en psychiatrie, à l'urgence, en gériatrie, en soins de longue durée ou en soins intensifs sont particulièrement exposées à la maltraitance<sup>14,15,21,29,30,32,33</sup>.

Un résultat important de la présente étude est que la perception d'être confrontée à un manque d'effectifs ou de ressources est associée à la violence physique ainsi qu'à la violence psychologique, indépendamment des effets confusionnels éventuels des caractéristiques personnelles et des caractéristiques de l'emploi. Bien que peu d'études aient porté sur le rapport entre les déterminants du climat de travail et la violence au travail, des résultats comparables se dégagent d'autres travaux de recherche. Une enquête menée auprès du personnel infirmier provenant de huit pays

européens montre que les contraintes de temps, c'est-à-dire ce qu'il manque de temps compte tenu des tâches à accomplir, sont associées à la violence au travail<sup>30</sup>. L'étude réalisée auprès d'infirmières autorisées travaillant en milieu hospitalier en Alberta et en Colombie-Britannique révèle que le fait d'avoir manqué de temps pour terminer leurs tâches au cours du dernier quart de travail rendait les infirmières plus susceptibles de déclarer avoir fait l'objet de violence<sup>31</sup>. Or, lorsque certaines tâches demeurent inachevées en raison d'un manque d'effectifs ou de ressources, les patients peuvent devenir agités, et cela peut entraîner un plus grand risque de violence pour les infirmières.

Notre analyse révèle en outre qu'il existe un lien entre les relations interpersonnelles et la violence. Les infirmières ayant fait état de mauvaises relations de travail avec les médecins, d'un faible soutien de la part de leur superviseur ou d'un faible soutien de la part de leurs collègues étaient plus susceptibles de mentionner avoir été victimes d'agressions de la part des patients. Il existe une hypothèse selon laquelle les relations hostiles entre les travailleurs en soins de santé entraînent des niveaux élevés de détresse, ce qui peut ensuite compromettre les relations patients-infirmières<sup>30</sup>.

### Limites

L'estimation de la mesure dans laquelle les infirmières sont victimes de violence au travail, de même que la comparaison d'estimations provenant d'enquêtes différentes, est rendue difficile par l'absence d'une définition uniforme sur la violence au travail<sup>49</sup>. Comme celles résultant d'autres travaux de recherche, les estimations de la prévalence de l'agression physique et de la violence psychologique calculées dans le cadre de la présente étude sont fondées sur des données autodéclarées. Les participantes à l'enquête n'ont reçu aucune autre explication ni définition de ces termes, et les estimations n'ont

pas été validées contre d'autres sources plus objectives.

La prévalence de la violence a été mesurée sur une période d'un an, ce qui pourrait avoir donné lieu à un biais de remémoration. En outre, l'enquête ne contenait aucune question sur la fréquence ou la gravité des violences, alors que ces renseignements auraient permis de mieux comprendre les prédicteurs de la violence.

Une affectivité négative, ou une tendance générale au pessimisme, pourrait avoir influencé la probabilité d'éprouver des sentiments négatifs à l'égard des déterminants du climat de travail et de la déclaration des mauvais traitements. S'il en est ainsi, les associations entre les déterminants du climat de travail et la violence pourraient être exagérées. L'inclusion dans le modèle de la satisfaction au travail et de l'autoévaluation de la santé mentale en tant que variables de contrôle pourrait avoir partiellement compensé cette limite, selon la portée de la corrélation entre l'affectivité négative et la satisfaction au travail ainsi que la santé mentale.

Les associations qui se dégagent de l'analyse s'expliquent peut-être en partie par des facteurs sociétaux qui, parce que l'ENTSPI ne recueillait pas de données à leur sujet, n'ont pu être pris en considération. Ainsi, les effets du contexte sociopolitique, de l'économie ou de l'emplacement géographique de l'établissement de soins de santé peuvent avoir eu une incidence sur la probabilité de déclarer les violences subies, mais on ne disposait d'aucune mesure de ces facteurs.

Dans l'ENTSPI, les mesures des déterminants du climat de travail sont fondées sur les déclarations des infirmières. Les résultats auraient peut-être été différents si nous avions utilisé des mesures plus objectives, comme par exemple le ratio infirmières-patients et la composition de l'effectif (ratio des infirmières autorisées aux infirmières auxiliaires autorisées et aides auxiliaires). Toutefois, le plan de sondage de l'enquête empêche le

couplage des données de l'enquête avec les données administratives qui contiennent cette information.

Les données de l'ENTSPI sont transversales, si bien qu'il est impossible d'établir la chronologie des associations et d'inférer une relation de cause à effet. Par exemple, les données ne permettent pas de déterminer si les infirmières dont la santé mentale est passable ou mauvaise sont plus susceptibles d'être subséquemment victimes de violence que celles ayant une meilleure santé mentale, ou si les infirmières ayant été victimes de violence sont plus susceptibles de juger leur santé mentale passable ou mauvaise.

L'ENTSPI a été menée par téléphone. On ne connaît pas l'incidence du mode de collecte sur l'exactitude des réponses.

## Conclusion

Les résultats de l'analyse des données de l'ENTSPI révèlent qu'une proportion importante de la main-d'œuvre infirmière canadienne est victime de violences physiques ou psychologiques venant des patients. Les déterminants du climat de travail, y compris la perception que l'effectif et les ressources sont inadéquates et que les relations avec les pairs sont mauvaises, sont associés à un risque plus grand d'y être exposé. L'importance de ces résultats est mise en évidence par la quantité d'études montrant l'existence d'associations entre la violence infligée aux infirmières par les patients et une

gamme de problèmes d'ordre physique et psychologique chez ces dernières. En outre, les études qui fournissent des preuves de l'existence d'un lien entre ce type de violence et l'erreur professionnelle en soins infirmiers donnent à penser que le rôle des infirmières victimes de violence peut être compromis. Ces conséquences éventuellement néfastes et la présence généralisée des violences à l'égard du personnel infirmier au Canada témoignent de l'importance d'avoir suffisamment d'effectifs et de ressources et de celle des relations entre les fournisseurs de soins de santé. ■

## Références

1. L.H. Aiken, S.P. Clarke, D.M. Sloane *et al.*, « Nurses' reports on hospital care in five countries », *Health Affairs*, 20(3), 2001, p. 43-53.
2. R. Chapman et I. Styles, « An epidemic of abuse and violence: nurse on the front line », *Accident and Emergency Nursing*, 14(4), 2006, p. 245-249.
3. V. Di Martino, *Workplace Violence in the Health Sector. Country Case Studies*, Geneva, International Labour Office, International Council of Nurses, World Health Organization and Public Services International, 2002, disponible à l'adresse <http://www.icn.ch/SynthesisReportWorkplaceViolenceHealthSector.pdf> (document consulté le 17 janvier 2008).
4. P.P. Elliott, « Violence in health care. What nurse managers need to know », *Nursing Management*, 28(12), 1997, p. 38-41.
5. J.B. Hewitt et P.F. Levin, « Violence in the workplace », *Annual Review of Nursing Research*, 15, 1997, p. 81-99.
6. International Council of Nurses, *Violence: A World-wide Epidemic (Fact Sheet)* Geneva, International Council of Nurses, 2004, disponible en ligne, à l'adresse [http://www.icn.ch/matters\\_violence.htm](http://www.icn.ch/matters_violence.htm) (document consulté le 17 janvier 2008).
7. J. Jones et J. Lyneham, « Violence: part of the job for Australian nurses? », *Australian Journal of Advanced Nursing*, 18(2), 2000, p. 27-32.
8. K.M. McPhaul et J.A. Lipscomb, « Workplace violence in health care: recognized but not regulated », *Online Journal of Issues in Nursing*, 9(3), 2004, p. 7.
9. A. Yassi, M. Gilbert et Y. Cvitkovich, « Trends in injuries, illnesses, and policies in Canadian healthcare workplaces », *Canadian Journal of Public Health=Revue canadienne de santé publique*, 96(5), 2005, p. 333-339.
10. J.E. Arnetz et B.B. Arnetz, « Violence towards health care staff and possible effects on the quality of patient care », *Social Science and Medicine*, 52(3), 2001, p. 417-427.
11. S.S. Celik, Y. Celik, I. Agirbas *et al.*, « Verbal and physical abuse against nurses in Turkey », *International Nursing Review*, 54(4), 2007, p. 359-366.
12. L.M. Dougherty, J.P. Bolger, D.G. Preston *et al.*, « Effects of exposure to aggressive behavior on job satisfaction of health care staff », *Journal of Applied Gerontology*, 11(2), 1992, p. 160-172.
13. W. Evers, W. Tomic et A. Brouwers, « Aggressive behaviour and burnout among staff of homes for the elderly », *International Journal of Mental Health Nursing*, 11(1), 2002, p. 2-9.
14. S.G. Gerberich, T.R. Church, P.M. McGovern *et al.*, « An epidemiological study of the magnitude and consequences of work related violence: the Minnesota Nurses' Study », *Occupational and Environmental Medicine*, 61(6), 2004, p. 495-503.
15. K.L. Hesketh, S.M. Duncan, C.A. Estabrooks *et al.*, « Workplace violence in Alberta and British Columbia hospitals », *Health Policy*, 63(3), 2003, p. 311-321.

16. M. Inoue, K. Tsukano, M. Muraoka *et al.*, « Psychological impact of verbal abuse and violence by patients on nurses working in psychiatric departments », *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 60(1), 2006, p. 29-36.
17. M. Kivimäki, M. Elovainio *et al.*, « Workplace bullying and sickness absence in hospital staff », *Occupational and Environmental Medicine*, 57(10), 2000, p. 656-660.
18. M. Kivimäki, M. Virtanen, M. Varti *et al.*, « Workplace bullying and the risk of cardiovascular disease and depression », *Occupational and Environmental Medicine*, 60(10), 2003, p. 779-783.
19. B. O'Connell, J. Young, J. Brooks *et al.*, « Nurses' perceptions of the nature and frequency of aggression in general ward settings and high dependency areas », *Journal of Clinical Nursing*, 9(4), 2000, p. 602-610.
20. L. Sofield *et al.*, « Workplace violence. A focus on verbal abuse and intent to leave the organization », *Orthopedic Nursing*, 22(4), 2003, p. 274-283.
21. G.A. Farrell, C. Bobrowski *et al.*, « Scoping workplace aggression in nursing: findings from an Australian study », *Journal of Advanced Nursing*, 55(6), 2006, p. 778-787.
22. C.M. Fernandes, F. Bouthillette, J.M. Raboud *et al.*, « Violence in the emergency department: a survey of health care workers », *Canadian Medical Association Journal=Journal de l'Association médicale canadienne*, 161(10), 1999, p. 1245-1248.
23. M.L. Lanza, R. Zeiss *et al.*, « Violence against psychiatric nurses: sensitive research as science and intervention », *Contemporary Nurse*, 21(1), 2006, p. 71-84.
24. L. Quine, « Workplace bullying in NHS community trust: staff questionnaire survey », *British Medical Journal*, 318(7178), 1999, p. 228-232.
25. M.M. Rowe *et al.*, « Stress and verbal abuse in nursing: do burned out nurses eat their young? », *Journal of Nursing Management*, 13(3), 2005, p. 242-248.
26. Association des infirmières et infirmiers du Canada, *La violence au travail (Fiche d'information)*, Ottawa, Association des infirmières et infirmiers du Canada, 2005, disponible à l'adresse [http://www.cna-nurses.ca/CNA/documents/pdf/publications/FS22\\_Violence\\_Workplace\\_f.pdf](http://www.cna-nurses.ca/CNA/documents/pdf/publications/FS22_Violence_Workplace_f.pdf) (document consulté le 17 janvier 2008).
27. International Council of Nurses, *Abuse and Violence Against Nursing Personnel (Position Statement)*, Geneva, International Council of Nurses, 2000, disponible à l'adresse <http://www.icn.ch/psviolence00.htm> (document consulté le 17 janvier 2008).
28. B. Curbow, « Workplace violence: Scope, definition and global context » dans C. Cooper *et al.*, *Workplace Violence in the Health Sector. State of the Art*, Geneva, International Labour Office, International Council of Nurses, World Health Organization and Public Services International, 2002, p. 35-48.
29. J.E. Arnetz, B.B. Arnetz *et al.*, « Violence in the nursing profession: Occupational and lifestyle risk factors in Swedish nurses », *Work & Stress*, 10(2), 1996, p. 119-127.
30. D. Camerino, M. Estryng-Behar, P.M. Conway *et al.*, « Work-related factors and violence among nursing staff in the European NEXT study: A longitudinal cohort study », *International Journal of Nursing Studies*, 45(1), 2007, p. 35-50.
31. S.M. Duncan, K. Hyndman, C.A. Estabrooks *et al.*, « Nurses' experience of violence in Alberta and British Columbia hospitals », *Canadian Journal of Nursing Research*, 32(4), 2001, p. 57-78.
32. S.G. Gerberich, T.R. Church, P.M. McGovern *et al.*, « Risk factors for work-related assaults on nurses », *Epidemiology*, 16(5), 2005, p. 704-709.
33. P. Leather, « Workplace violence: Scope, definition and global context », dans C. Cooper *et al.*, *Workplace Violence in the Health Sector. State of the Art*, Geneva, International Labour Office, International Council of Nurses, World Health Organization and Public Services International, 2002, p. 3-18.
34. M. Shields *et al.*, *Enquête nationale sur le travail et la santé du personnel infirmier de 2005 (ENTSPI) : Résultats* (Statistique Canada, n° 83-003-XPF au catalogue), Ottawa, Ministère de l'Industrie, 2006, disponible à l'adresse <http://www.statcan.gc.ca/bsolc/olc-cel/olc-cel?lang=fra&catno=83-003-X>.
35. L.H. Aiken *et al.*, « Measuring organizational traits of hospitals: The Revised Nursing Work Index », *Nursing Research*, 49(3), 2000, p. 146-153.
36. E. Lake, « Development of the Practice Environment Scale of the Nursing Work Index », *Research in Nursing & Health*, 25, 2002, p. 176-188.
37. G. Kleim *et al.*, « Using bootstrap variance calculations for a survey with a simple design: The case of the 2005 National Survey of the Work and Health of Nurses », Presented at the Joint Statistical Meetings, Section on Survey Research Methods, August 2007, Salt Lake City, Utah, 2007.
38. D. Jackson, J. Clare *et al.*, « Who would want to be a nurse? Violence in the workplace—a factor in recruitment and retention », *Journal of Nursing Management*, 10(1), 2002, p. 13-20.
39. N.M. Nachreiner, S.G. Gerberich, A.D. Ryan *et al.*, « Minnesota nurses' study: perceptions of violence and the work environment », *Industrial Health*, 45(5), 2007, p. 672-678.
40. E.C. Poster *et al.*, « A multiregional study of nurses' beliefs and attitudes about work safety and patient assault », *Hospital & Community Psychiatry*, 45(11), 1994, p. 1104-1108.
41. L. Erickson *et al.*, « Attitudes of emergency nurses regarding patient assaults », *Journal of Emergency Nursing*, 26(3), 2000, p. 210-215.
42. M.J. Findorff, P.M. McGovern, M.M. Wall *et al.*, « Reporting violence to a health care employer: a cross-sectional study », *Journal of the American Association of Occupational Health Nurses*, 53(9), 2005, p. 399-406.
43. J. Lynham, « Violence in New South Wales emergency departments », *Australian Journal of Advanced Nursing*, 18(2), 2000, p. 8-17.

44. T.J. Rippon, « Aggression and violence in health care professions », *Journal of Advanced Nursing*, 31(2), 2000, p. 452-460.
45. Healthcare Commission. Detailed spreadsheets – *National Survey of NHS Staff 2005*, disponible à l'adresse <http://www.healthcarecommission.org.uk/healthcareproviders/nationalfindings/surveys/healthcareproviders/surveysofnhsstaff/2005.cfm> (document consulté le 17 juillet 2008).
46. D. Hegney, A. Plank et V. Parker, « Workplace violence in nursing in Queensland, Australia: a self-reported study », *International Journal of Nursing Practice*, 9(4), 2003, p. 261-268.
47. R. Whittington, S. Shuttleworth et L. Hill, « Violence to staff in a general hospital setting », *Journal of Advanced Nursing*, 24(2), 1996, p. 326-333.
48. R. Whittington et T. Wykes, « Violence in psychiatric hospitals: are certain staff prone to being assaulted? », *Journal of Advanced Nursing*, 19(2), 1994, p. 219-225.
49. P. Nolan, J. Dallender, J. Soares *et al.*, « Violence in mental health care: the experiences of mental health nurses and psychiatrists », *Journal of Advanced Nursing*, 30(4), 1999, p. 934-941.

**Tableau A**

**Rapports de cotes reliant les déterminants du climat de travail et certaines autres caractéristiques à une agression physique de la part d'un patient au cours des 12 derniers mois, infirmières affectées aux soins directs dans les hôpitaux ou les établissements de soins de santé de longue durée, Canada, 2005**

	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance à 95 %	
		de	à
<b>Déterminants du climat de travail</b>			
<b>Suffisance de l'effectif ou des ressources</b>			
Premier quartile (perception la plus favorable) <sup>†</sup>	1,0	...	...
Deuxième quartile	1,2	1,0	1,5
Troisième quartile	1,5*	1,2	1,8
Quatrième quartile (perception la moins favorable)	2,1*	1,7	2,6
<b>Relations de travail entre les infirmières et les médecins</b>			
Premier quartile (les plus favorables) <sup>†</sup>	1,0	...	...
Deuxième quartile	1,1	0,9	1,4
Troisième quartile	1,1	0,9	1,3
Quatrième quartile (les moins favorables)	1,0	0,8	1,2
<b>Faible soutien de la part du superviseur</b>			
Oui	1,2*	1,0	1,4
Non <sup>†</sup>	1,0	...	...
<b>Faible soutien de la part des collègues</b>			
Oui	1,4*	1,3	1,7
Non <sup>†</sup>	1,0	...	...
<b>Caractéristiques personnelles</b>			
<b>Sexe</b>			
Féminin	0,6*	0,5	0,8
Masculin <sup>†</sup>	1,0	...	...
<b>Nombre d'années d'expérience en soins infirmiers</b>			
Moins de 5	1,3*	1,0	1,6
De 5 à 9	1,1	0,9	1,4
De 10 à 14	1,1	0,8	1,4
De 15 à 19 <sup>†</sup>	1,0	...	...
De 20 à 24	0,9	0,7	1,2
De 25 à 29	0,8	0,7	1,0
30 et plus	0,7*	0,6	0,9
<b>Baccalauréat ou diplôme postbaccalauréal en sciences infirmières</b>			
Oui	1,0	0,8	1,2
Non <sup>†</sup>	1,0	...	...
<b>Santé générale</b>			
Bonne, très bonne ou excellente <sup>†</sup>	1,0	...	...
Passable ou mauvaise	1,0	0,7	1,2
<b>Santé mentale</b>			
Bonne, très bonne ou excellente <sup>†</sup>	1,0	...	...
Passable ou mauvaise	1,4	1,0	1,9
<b>Satisfaction à l'égard du travail</b>			
Très satisfaite <sup>†</sup>	1,0	...	...
Plutôt satisfaite	1,1	0,9	1,3
Plutôt insatisfaite	1,5*	1,1	1,9
Très insatisfaite	1,6*	1,0	2,4
<b>Catégorie d'infirmière</b>			
Infirmière autorisée <sup>†</sup>	1,0	...	...
Infirmière auxiliaire autorisée	1,3*	1,1	1,5
Infirmière psychiatrique autorisée	1,5*	1,2	1,9
<b>Caractéristiques de l'emploi</b>			
<b>Lieu de travail</b>			
Hôpital <sup>†</sup>	1,0	...	...
Établissement de soins de santé de longue durée	1,6*	1,3	2,0
<b>Domaines cliniques d'emploi</b>			
Médecine/chirurgie	1,0	0,8	1,3
Psychiatrie/santé mentale	1,6*	1,2	2,2
Pédiatrie	0,5*	0,3	0,9
Maternité/soins néonataux	0,1*	0,1	0,2
Gériatrie/soins de longue durée	1,6*	1,2	2,1
Soins intensifs	1,5*	1,1	2,1
Soins ambulatoires	0,5*	0,3	0,8
Salle d'opération/de réveil	0,5*	0,3	0,7
Service d'urgence	1,3	1,0	1,7
Plusieurs domaines cliniques <sup>†</sup>	1,0	...	...
Oncologie	0,5*	0,3	0,9
Réadaptation	0,8	0,5	1,2
Soins palliatifs	1,4	1,0	2,0
Autres soins directs	0,8	0,5	1,2
<b>Situation d'emploi</b>			
Temps plein	1,0	0,9	1,2
Temps partiel <sup>†</sup>	1,0	...	...
<b>Quart habituellement travaillé</b>			
Jour <sup>†</sup>	1,0	...	...
Soirée	1,7*	1,3	2,1
Nuit	1,8*	1,4	2,2
Variés	1,7*	1,4	2,0
<b>Longueur du quart</b>			
12 heures	1,6*	1,4	1,9
Moins de 12 heures <sup>†</sup>	1,0	...	...

<sup>†</sup> catégorie de référence

\* valeur significativement différente de l'estimation observée pour la catégorie de référence ( $p < 0,05$ )

... n'ayant pas lieu de figurer

Source : Enquête nationale sur le travail et la santé du personnel infirmier, 2005.

**Tableau B**

**Rapports de cotes reliant les déterminants du climat de travail et certaines autres caractéristiques à de la violence psychologique venant d'un patient au cours des 12 derniers mois, infirmières affectées aux soins directs dans les hôpitaux ou les établissements de soins de santé de longue durée, Canada, 2005**

	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance à 95 %	
		de	à
<b>Déterminants du climat de travail</b>			
<b>Suffisance de l'effectif ou des ressources</b>			
Premier quartile (perception la plus favorable) <sup>†</sup>	1,0	...	...
Deuxième quartile	1,3*	1,1	1,6
Troisième quartile	1,7*	1,4	2,1
Quatrième quartile (perception la moins favorable)	2,2*	1,8	2,6
<b>Relations de travail entre les infirmières et les médecins</b>			
Premier quartile (les plus favorables) <sup>†</sup>	1,0	...	...
Deuxième quartile	1,1	0,9	1,3
Troisième quartile	1,3*	1,1	1,5
Quatrième quartile (les moins favorables)	1,5*	1,3	1,8
<b>Faible soutien de la part du superviseur</b>			
Oui	1,2*	1,0	1,4
Non <sup>†</sup>	1,0	...	...
<b>Faible soutien de la part des collègues</b>			
Oui	1,3*	1,2	1,5
Non <sup>†</sup>	1,0	...	...
<b>Caractéristiques personnelles</b>			
<b>Sexe</b>			
Féminin	0,9	0,7	1,2
Masculin <sup>†</sup>	1,0	...	...
<b>Nombre d'années d'expérience en soins infirmiers</b>			
Moins de 5	0,8*	0,6	1,0
De 5 à 9	0,8	0,6	1,1
De 10 à 14	0,9	0,7	1,2
De 15 à 19 <sup>†</sup>	1,0	...	...
De 20 à 24	0,8	0,6	1,0
De 25 à 29	0,7*	0,6	0,9
30 et plus	0,7*	0,5	0,9
<b>Baccalauréat ou diplôme postbaccalauréal en sciences infirmières</b>			
Oui	1,1	0,9	1,3
Non <sup>†</sup>	1,0	...	...
<b>Santé générale</b>			
Bonne, très bonne ou excellente <sup>†</sup>	1,0	...	...
Passable ou mauvaise	1,1	0,8	1,5
<b>Santé mentale</b>			
Bonne, très bonne ou excellente <sup>†</sup>	1,0	...	...
Passable ou mauvaise	1,7*	1,3	2,4
<b>Satisfaction à l'égard du travail</b>			
Très satisfaite <sup>†</sup>	1,0	...	...
Plutôt satisfaite	1,1	1,0	1,3
Plutôt insatisfaite	1,2	0,9	1,6
Très insatisfaite	1,5	1,0	2,3
<b>Catégorie d'infirmière</b>			
Infirmière autorisée <sup>†</sup>	1,0	...	...
Infirmière auxiliaire autorisée	1,1	0,9	1,2
Infirmière psychiatrique autorisée	2,3*	1,9	2,8
<b>Caractéristiques de l'emploi</b>			
<b>Lieu de travail</b>			
Hôpital <sup>†</sup>	1,0	...	...
Établissement de soins de santé de longue durée	1,1	0,9	1,3
<b>Domaines cliniques d'emploi</b>			
Médecine/chirurgie	1,1	0,9	1,4
Psychiatrie/santé mentale	2,9*	1,9	4,2
Pédiatrie	0,7	0,4	1,2
Maternité/soins néonataux	0,3*	0,2	0,4
Gériatrie/soins de longue durée	1,2	0,9	1,6
Soins intensifs	1,1	0,8	1,6
Soins ambulatoires	1,1	0,7	1,6
Salle d'opération/de réveil	0,4*	0,3	0,6
Service d'urgence	2,4*	1,8	3,2
Plusieurs domaines cliniques <sup>†</sup>	1,0	...	...
Oncologie	0,9	0,6	1,3
Réadaptation	1,0	0,7	1,5
Soins palliatifs	1,0	0,7	1,4
Autres soins directs	0,9	0,6	1,4
<b>Situation d'emploi</b>			
Temps plein	1,0	0,9	1,1
Temps partiel <sup>†</sup>	1,0	...	...
<b>Quart habituellement travaillé</b>			
Jour <sup>†</sup>	1,0	...	...
Soirée	1,4*	1,2	1,8
Nuit	1,3*	1,1	1,6
Variés	1,5*	1,3	1,8
<b>Longueur du quart</b>			
12 heures	1,6*	1,4	1,9
Moins de 12 heures <sup>†</sup>	1,0	...	...

<sup>†</sup> catégorie de référence

\* valeur significativement différente de l'estimation observée pour la catégorie de référence ( $p < 0,05$ )

... n'ayant pas lieu de figurer

Source : Enquête nationale sur le travail et la santé du personnel infirmier, 2005.

# L'influence de l'obésité infantile sur le développement de l'estime de soi

par F. Wang, T.C. Wild, W. Kipp, S. Kuhle et P.J. Veugelers

## Résumé

### Contexte

Les répercussions du surpoids infantile sur la santé physique ont suscité beaucoup d'attention, mais les études de ses répercussions sur la santé mentale sont assez peu nombreuses. Le présent article porte sur les relations longitudinales entre le poids corporel et l'estime de soi chez un échantillon probabiliste représentatif de la population nationale d'enfants canadiens.

### Données et méthodes

Les données proviennent des premier, deuxième et troisième cycles de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes réalisée au Canada. Des analyses par régression logistique en utilisant des données pondérées ont été effectuées pour déterminer si le poids corporel à la période de référence était un prédicteur de l'estime de soi deux ans et quatre ans plus tard.

### Résultats

Après la prise en compte de l'estime de soi à la période de référence et d'autres variables éventuellement confusionnelles, les enfants obèses à la période de référence obtenaient une cote exprimant le risque de déclarer une faible estime de soi quatre ans plus tard près de deux fois plus élevée que ceux dont le poids était normal. Des analyses secondaires ont indiqué que l'estime de soi à la période de référence n'était pas associée au poids corporel deux ans ou quatre ans plus tard.

### Interprétation

L'épidémie actuelle d'obésité infantile pourrait déclencher dans l'avenir un accroissement de la prévalence de la faible estime de soi au sein de la population. Selon d'autres études, la faible estime de soi est un prédicteur d'une mauvaise santé mentale. L'épidémie actuelle d'obésité infantile pourrait accroître la prévalence non seulement de certaines maladies chroniques, mais aussi d'une mauvaise santé mentale.

### Mots-clés

Indice de masse corporelle, développement de l'enfant, exercice, enquêtes sur la santé, apprentissage, santé mentale, études prospectives.

### Auteurs

F. Wang, T.C. Wild, W. Kipp, S. Kuhle et P.J. Veugelers (1-780-492-9095, paul.veugelers@ualberta.ca) font partie de l'École de santé publique de l'Université de l'Alberta, 650 University Terrace, 8303 112 Street, Edmonton (Alberta) Canada T6G 2T4.

L'excès de poids chez l'enfant est devenu pandémique et les taux de prévalence demeurent à la hausse. Alors que les répercussions du surpoids infantile sur la santé physique sont bien décrites<sup>1,2</sup>, celles qu'il a sur la santé mentale ont été peu étudiées<sup>3-5</sup>.

L'estime de soi est associée au développement social, émotionnel, comportemental et mental de l'enfant<sup>6-10</sup>. Plusieurs études antérieures ont révélé une relation inverse entre l'obésité et l'estime de soi durant l'enfance<sup>4,11,12</sup>, mais elles étaient transversales et ne permettraient pas d'établir si l'obésité a une incidence sur l'estime de soi ou si cette dernière influe sur l'obésité.

Les analyses longitudinales sont celles qui conviennent le mieux pour débrouiller les relations temporelles entre le surpoids et l'estime de soi, mais deux études de ce type seulement ont été publiées et les résultats sont variables<sup>13,14</sup>. Selon l'une de ces études, la faible estime de soi prédit le surpoids subséquent chez les filles, mais non chez les garçons<sup>13</sup>. Selon l'autre, le surpoids est un prédicteur de la faible estime de soi subséquente, mais la relation inverse n'est pas vraie<sup>14</sup>.

La présente étude a pour objectif d'examiner plus en détail les relations longitudinales entre le surpoids infantile et la faible estime de soi au moyen de données recueillies auprès d'un grand

échantillon représentatif de la population nationale d'enfants canadiens. Comme la direction de la relation n'est pas bien établie, nous avons examiné deux modèles longitudinaux — l'un dans lequel le surpoids durant l'enfance précède la manifestation d'une faible estime de soi (question de recherche principale) et l'autre dans lequel la faible estime de soi durant l'enfance précède la manifestation du surpoids (question de recherche secondaire).

## Méthodes

### Source des données

Les données proviennent de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes réalisée par Statistique Canada. Cette enquête prospective par cohorte, qui décrit le développement, le bien-être et la santé des enfants et des jeunes au Canada, a débuté en 1994-1995 (cycle 1) auprès de 22 831 enfants de 0 à 11 ans. Depuis, les participants ont été interviewés tous les deux ans<sup>15</sup>. Les intervieweurs administrent le questionnaire sur place à l'enfant et à la personne la mieux

renseignée à son sujet (mère : 91,3 %; père : 8,2 %; autre personne : 0,5 %)¹⁵.

Le sous-groupe examiné dans la présente étude est constitué de 2 879 enfants qui avaient 10 ans ou 11 ans au cycle 1 (seuls les participants pour lesquels existaient des mesures complètes de l'estime de soi ont été inclus). Des renseignements de suivi étaient disponibles au cycle 2 pour 2 018 de ces enfants qui étaient alors âgés de 12 ou de 13 ans, et pour 1 806 d'entre eux au cycle 3, quand ils étaient âgés de 14 ou de 15 ans. Les cycles subséquents n'ont pas fourni de données comparables sur l'estime de soi.

### *Évaluation de l'estime de soi*

Les enfants ont répondu à un groupe de quatre questions destinées à évaluer leur estime de soi globale : 1) « En général, je m'aime comme je suis », 2) « Dans l'ensemble, j'ai beaucoup de raisons d'être fier(fière) », 3) « J'ai beaucoup de qualités » et 4) « Quand je fais quelque chose, je le fais bien ». Les options de réponse pour chaque question étaient : faux, plutôt faux, parfois faux/parfois vrai, plutôt vrai et vrai (correspondant aux scores de 0, 1, 2, 3 et 4, respectivement). Comme la cohérence interne (coefficient  $\alpha$  de Chronbach) pour l'échelle composite de quatre questions était adéquate (0,73), nous avons additionné les scores obtenus pour chaque question afin d'obtenir un score global. Les scores inférieurs au 15<sup>e</sup> centile de la distribution des scores globaux ont été considérés comme indiquant une faible estime de soi (ce seuil est une approximation du concept paramétrique de un (1) écart-type en dessous de la moyenne utilisée fréquemment¹⁴). Les scores plus élevés ont été considérés comme indicatifs d'une estime de soi normale.

### *Évaluation du poids*

La taille et le poids de l'enfant, déclarés par la personne la mieux renseignée au sujet de celui-ci, ont été utilisés pour calculer l'indice de masse corporelle (poids en kilogrammes divisé par le carré de la taille exprimée en

mètres). Nous avons appliqué les seuils établis pour les enfants par l'International Obesity Task Force pour déterminer l'embonpoint (le surpoids) et l'obésité¹⁶. Ces seuils sont fondés sur les définitions du surpoids (indice de masse corporelle égal ou supérieur à 25 kg/m²) et de l'obésité (indice de masse corporelle égal ou supérieur à 30 kg/m²) chez l'adulte corrigées pour tenir compte de l'âge et du sexe des enfants¹⁶.

### *Covariables*

Des corrections ont été faites pour tenir compte d'autres variables dont l'influence sur la relation entre le surpoids et l'estime de soi est connue, à savoir le sexe de l'enfant, le rendement scolaire de l'enfant, la résidence en milieu rural ou urbain, le revenu du ménage, le niveau de scolarité des parents, l'activité physique de l'enfant et le temps qu'il passe devant un écran¹².

Les renseignements concernant le sexe de l'enfant, le rendement scolaire de l'enfant, la résidence en milieu rural ou urbain, le revenu du ménage et le niveau de scolarité des parents ont été tirés d'un questionnaire rempli par la personne la mieux renseignée au sujet de l'enfant. On a demandé à cette dernière d'évaluer le degré de réussite de l'enfant selon ce qu'elle savait de son travail scolaire et de ses bulletins : 1) très faible ou faible, 2) dans la moyenne et 3) bon ou très bon. Le revenu du ménage a été réparti en quatre catégories : inférieur (moins de 20 000 \$ par an), moyen-inférieur (de 20 000 \$ à 39 999 \$), moyen-supérieur (de 40 000 \$ à 59 999 \$) et supérieur (60 000 \$ et plus). Le niveau de scolarité des parents a été classifié comme il suit : 1) pas de diplôme d'études secondaires, 2) diplôme d'études secondaires, 3) études postsecondaires partielles et 4) diplôme d'études postsecondaires.

La fréquence de la participation des enfants à des activités physiques et le temps qu'ils passaient devant un écran ont été déterminés au moyen de plusieurs questions. Deux questions

sur l'activité physique de l'enfant lui ont été posées : dans les 12 derniers mois, en dehors des heures de classe, a-t-il/elle participé à des sports ou d'autres activités physiques a) avec ou b) sans un entraîneur ou un instructeur? Pour les besoins de la présente analyse, les réponses aux deux questions ont été regroupées pour créer quatre catégories : 1) deux fois par semaine ou moins, 2) trois ou quatre fois par semaine, 3) cinq à sept fois par semaine et 4) huit fois par semaine ou plus. Les deux questions sur le temps passé devant un écran, qui demandaient combien de fois par semaine (en dehors des heures de classe) l'enfant a) utilisait un ordinateur ou jouait à des jeux vidéo et b) regardait la télévision, ont été regroupées en un seul indicateur.

### *Analyse statistique*

Le poids corporel (surpoids ou obésité par opposition à poids normal) et l'estime de soi (faible par opposition à normale) étant traités comme des variables catégoriques, nous avons procédé à des analyses par régression logistique univariée et multivariée. Nous avons utilisé des données transversales pour déterminer les relations concurrentes entre le poids corporel et l'estime de soi, en nous fondant sur les données du premier cycle de l'enquête uniquement. Pour que les inférences au sujet de la population de référence (enfants de 10 ou 11 ans) soient valides, nous nous sommes servis des poids d'échantillonnage de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes pour pondérer les analyses.

La question de recherche principale, « L'excès de poids est-il un prédicteur d'une faible estime de soi lors du suivi après deux ans et après quatre ans? » a été traitée au moyen des données sur le surpoids, l'obésité et les variables éventuellement confusionnelles obtenues durant le cycle de référence (cycle 1) et des données de suivi sur l'estime de soi recueillies deux ans et quatre ans plus tard (cycles 2 et 3). Ces analyses ont en outre été rajustées en fonction de l'estime de soi au cycle

de référence afin de saisir l'influence du poids corporel sur les variations de l'estime de soi entre la période de référence (cycle 1) et les périodes de suivi (cycle 2 ou 3).

La question de recherche secondaire, « L'estime de soi a-t-elle une incidence sur le poids corporel au suivi après deux ans et après quatre ans? », a été traitée au moyen des données sur l'estime de soi et les variables confusionnelles pour la période de référence (cycle 1) et des données sur le poids corporel au suivi (cycles 2 et 3). L'analyse a également été corrigée pour tenir compte du poids corporel à la période de référence (cycle 1) afin de saisir l'influence de l'estime de soi sur les variations de poids entre la période de référence (cycle 1) et les périodes de suivi (cycle 2 ou 3).

Pour que l'inférence au sujet de la population externe soit valide, toutes les analyses longitudinales ont été pondérées en utilisant les poids d'échantillonnage longitudinaux. Préparés par Statistique Canada, ces poids tenaient compte des effets de plan dus aux stratégies d'échantillonnage complexes et du biais dû à la non-réponse<sup>18</sup>. Statistique Canada a également fourni 1 000 poids bootstrap pour l'estimation des paramètres et des variances. Les valeurs manquantes ont été considérées comme une catégorie distincte des covariables. Toutes les analyses statistiques ont été effectuées en utilisant le progiciel statistique STATA, version 10.0.

## Résultats

### Lien entre la faible estime de soi et le poids

Le tableau 1 donne les caractéristiques descriptives des enfants canadiens de 10 et 11 ans en fonction de l'estime de soi (faible par opposition à normale). La prévalence de référence de la faible estime de soi était plus élevée chez les enfants en surpoids ou obèses que chez leurs homologues de poids normal. Les autres corrélats de la faible estime de soi étaient le faible rendement

**Tableau 1**

**Répartition en pourcentage des caractéristiques à la période de référence, population à domicile de 10 et 11 ans, Canada, territoires non compris, 1994-1995**

	Total	Faible estime de soi	Estime de soi normale	Valeur p
<b>Répartition en pourcentage</b>				
<b>Poids corporel</b>				0,03
Poids normal	74,6	68,4	76,0	
Embonpoint (surpoids)	19,7	22,7	19,0	
Obésité	5,7	8,9	5,0	
<b>Sexe</b>				0,68
Fille	49,7	50,9	49,4	
Garçon	50,3	49,2	50,6	
<b>Rendement scolaire</b>				< 0,01
Faible ou très faible	3,5	5,8	2,9	
Dans la moyenne	23,0	29,4	21,5	
Bon ou très bon	73,5	64,8	75,6	
<b>Lieu de résidence</b>				0,84
Région urbaine	80,7	80,3	80,7	
Région rurale	19,4	19,7	19,3	
<b>Revenu annuel du ménage</b>				0,87
Moins de 20 000 \$	6,1	5,9	6,2	
De 20 000 \$ à 39 999 \$	19,3	21,2	18,9	
De 40 000 \$ à 59 999 \$	31,2	31,5	31,2	
60 000 \$ et plus	43,4	41,4	43,8	
<b>Niveau de scolarité des parents</b>				0,01
Pas de diplôme d'études secondaires	6,8	9,0	6,2	
Diplôme d'études secondaires	12,4	9,9	13,4	
Études postsecondaires partielles	24,9	23,1	25,9	
Diplôme d'études postsecondaires	56,0	58,0	54,5	
<b>Activité physique par semaine</b>				0,03
Deux fois ou moins	33,8	39,6	32,4	
Trois ou quatre fois	26,2	25,4	26,4	
De cinq à sept fois	34,0	32,0	34,5	
Huit fois ou plus	6,0	3,1	6,8	
<b>Temps passé devant un écran par semaine</b>				0,85
Deux fois ou moins	4,5	3,6	4,7	
Trois ou quatre fois	8,2	8,4	8,2	
De cinq à sept fois	57,6	57,1	57,7	
Huit fois ou plus	29,7	31,0	29,4	

Nota : Les valeurs p ont été obtenues au moyen de tests du  $\chi^2$ .

Source : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes de 1994-1995.

scolaire, le niveau de scolarité limité des parents et l'activité physique peu fréquente.

### Associations transversales

Les deux premières colonnes du tableau 2 donnent les associations transversales non corrigées et corrigées entre le poids corporel et les autres variables. La cote exprimant le risque de déclarer une faible estime de soi en 1994-1995 était près de deux fois plus élevée chez les enfants obèses que chez ceux de poids normal. Cette association persiste dans l'analyse multivariée corrigée pour tenir compte

des variables confusionnelles (RC = 1,84; IC à 95 % : 1,01 à 3,47). Le rendement scolaire, le niveau de scolarité des parents et le niveau d'activité physique étaient également associés de manière significative à une faible estime de soi à la période de référence.

### Relations temporelles

Comme prévu, l'estime de soi à la période de référence était associée significativement à l'estime de soi deux ans et quatre ans plus tard (tableau 2). Chez les enfants dont l'estime de soi était faible durant la période de référence,

**Tableau 2****Rapports de cotes reliant certaines caractéristiques à la faible estime de soi, population à domicile de 10 et 11 ans en 1994-1995, Canada, territoires non compris, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999**

Caractéristiques en 1994-1995	Analyse transversale						Suivi après deux ans (1996-1997)						Suivi après quatre ans (1998-1999)					
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance à 95 %	
		de	à		de	à		de	à		de	à		de	à		de	à
<b>Estime de soi</b>																		
Normale <sup>†</sup>	...	...	...	...	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...
Faible	...	...	...	...	...	...	3,55*	2,40	5,23	3,40*	2,24	5,17	3,29*	2,16	5,01	3,19*	1,97	5,12
<b>Poids corporel</b>																		
Poids normal <sup>†</sup>	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...
Embonpoint (surpoids)	1,33	0,92	1,93	1,29	0,86	1,94	1,38	0,93	2,06	1,36	0,87	2,14	1,12	0,74	1,69	1,03	0,64	1,66
Obésité	1,96*	1,09	3,62	1,84*	1,01	3,47	1,47	0,78	2,75	1,15	0,59	2,26	2,18*	1,08	4,39	1,82*	1,01	3,78
<b>Sexe</b>																		
Fille <sup>†</sup>	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...
Garçon	0,94	0,71	1,26	0,94	0,68	1,29	0,52*	0,38	0,71	0,48*	0,33	0,69	0,39*	0,28	0,54	0,37*	0,25	0,55
<b>Rendement scolaire</b>																		
Faible ou très faible <sup>†</sup>	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...
Dans la moyenne	0,69	0,34	1,40	0,68	0,33	1,42	0,72	0,30	1,73	0,81	0,33	2,00	1,76	0,61	5,13	1,45	0,50	4,18
Bon ou très bon	0,43*	0,22	0,84	0,43*	0,21	0,86	0,41*	0,18	0,97	0,47	0,19	1,13	1,43	0,52	3,91	1,20	0,44	3,27
<b>Lieu de résidence</b>																		
Région rurale <sup>†</sup>	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...
Région urbaine	1,03	0,79	1,34	1,04	0,78	1,39	1,11	0,83	1,49	1,08	0,79	1,50	1,30	0,93	1,82	1,18	0,81	1,73
<b>Revenu annuel du ménage</b>																		
Moins de 20 000 \$ <sup>†</sup>	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...
De 20 000 \$ à 39 999 \$	1,17	0,52	2,69	1,27	0,54	2,99	0,60	0,27	1,35	0,57	0,26	1,26	1,24	0,54	2,85	0,91	0,38	2,20
De 40 000 \$ à 59 999 \$	1,06	0,46	2,44	1,09	0,46	2,59	0,81	0,36	1,83	0,80	0,36	1,76	1,30	0,57	2,95	0,96	0,41	2,27
60 000 \$ et plus	0,99	0,44	2,20	1,02	0,44	2,39	0,53	0,24	1,17	0,54	0,24	1,21	0,85	0,38	1,88	0,65	0,28	1,52
<b>Niveau de scolarité des parents</b>																		
Pas de diplôme d'études secondaires <sup>†</sup>	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...
Diplôme d'études secondaires	0,41*	0,20	0,84	0,42*	0,19	0,93	0,68	0,36	1,32	0,81	0,42	1,57	0,86	0,39	1,88	0,90	0,42	1,92
Études postsecondaires partielles	0,54	0,28	1,02	0,58	0,29	1,16	0,67	0,36	1,24	0,82	0,45	1,51	0,95	0,47	1,91	1,16	0,57	2,39
Diplôme d'études postsecondaires	0,79	0,45	1,42	0,93	0,48	1,80	0,82	0,46	1,46	1,01	0,55	1,85	1,04	0,55	1,97	1,24	0,63	2,42
<b>Activité physique par semaine</b>																		
Deux fois ou moins <sup>†</sup>	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...
Trois ou quatre fois	0,79	0,54	1,15	0,83	0,56	1,23	0,66	0,42	1,04	0,74	0,46	1,21	0,71	0,45	1,12	0,77	0,47	1,26
De cinq à sept fois	0,76	0,54	1,06	0,79	0,55	1,12	0,68*	0,48	0,98	0,79	0,53	1,19	0,50*	0,33	0,76	0,55*	0,34	0,89
Huit fois ou plus	0,37*	0,19	0,72	0,37*	0,18	0,77	0,32*	0,15	0,69	0,50	0,22	1,10	0,45	0,20	1,00	0,62	0,24	1,59
<b>Temps passé devant un écran par semaine</b>																		
Deux fois ou moins <sup>†</sup>	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...
Trois ou quatre fois	1,36	0,52	3,54	1,60	0,60	4,31	0,58	0,19	1,83	0,70	0,21	2,32	0,63	0,17	2,33	0,67	0,15	2,93
De cinq à sept fois	1,31	0,58	2,99	1,33	0,56	3,16	1,20	0,45	3,19	1,23	0,44	3,42	1,50	0,49	4,58	1,65	0,47	5,87
Huit fois ou plus	1,40	0,60	3,24	1,40	0,58	3,35	1,27	0,47	3,47	1,47	0,52	4,18	1,47	0,48	4,50	2,14	0,60	7,63

<sup>†</sup> catégorie de référence

\* valeur significativement différente de celle observée pour la catégorie de référence (p &lt; 0,05)

... n'ayant pas lieu de figurer

Source : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, cycles de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999.

## *Ce que l'on sait déjà sur le sujet*

- La prévalence de l'obésité infantile est à la hausse.
- De nombreuses études ont examiné les répercussions de l'obésité infantile sur la santé physique.
- La faible estime de soi durant l'enfance est un prédicteur d'une mauvaise santé mentale à l'âge adulte.
- La plupart des études des répercussions de l'obésité infantile sur la santé mentale et les quelques études longitudinales qui ont été réalisées n'ont pas permis d'établir si l'excès de poids a une incidence sur l'estime de soi ou si l'estime de soi influe sur l'excès de poids.

## *Ce qu'apporte l'étude*

- Selon les données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, l'excès de poids était un prédicteur de la manifestation d'une faible estime de soi chez les enfants après une période de quatre ans.
- La faible estime de soi n'était pas un prédicteur de l'excès de poids.
- L'activité physique régulière était associée positivement à l'estime de soi.

la cote exprimant le risque de déclarer une faible estime de soi deux ans et quatre ans plus tard était 3,55 fois (IC à 95 % : 2,40 à 5,23) et 3,29 fois (IC à 95 % : 2,16 à 5,01) plus élevée, respectivement, que chez ceux dont l'estime de soi était normale. Même après avoir tenu compte des scores d'estime de soi de référence et des autres covariables, le poids corporel à la période de référence était associé

indépendamment à l'estime de soi les années subséquentes (tableau 2). Plus précisément, les enfants répondant aux critères d'obésité étaient significativement plus susceptibles que ceux de poids normal d'avoir une faible estime de soi quatre ans plus tard (RC corrigé = 1,82; IC à 95 % : 1,01 à 3,78).

L'activité physique et le sexe étaient également des prédicteurs statistiquement significatifs d'une faible estime de soi. Les enfants qui s'adonnaient à des activités physiques de cinq à sept fois par semaine étaient moins susceptibles que ceux ne participant pas à de telles activités plus de deux fois par semaine d'avoir une plus faible estime de soi quatre ans plus tard (RC = 0,55; IC à 95 % : 0,34 à 0,89). En outre, les garçons étaient moins susceptibles que les filles d'avoir une faible estime de soi quatre ans après la période de référence (RC = 0,37; IC à 95 % : 0,25 à 0,55).

Une analyse multivariée complémentaire limitée aux enfants dont l'estime de soi était normale à la période de référence a révélé que la cote exprimant le risque de manifester une faible estime de soi quatre ans plus tard était plus élevée (RC = 1,36; IC à 95 % : 0,74 à 2,48) pour ceux qui étaient obèses que pour ceux dont le poids se situait dans une fourchette normale. L'écart chez ce sous-groupe n'était pas statistiquement significatif.

Des analyses secondaires effectuées en vue de déterminer si l'estime de soi était un prédicteur d'un surpoids les années subséquentes n'ont pas permis de démontrer l'existence d'une relation statistiquement significative. Dans une analyse multivariée incluant toutes les variables confusionnelles du tableau 1 et corrigée pour tenir compte du poids à la période de référence, la cote exprimant le risque de surpoids ou d'obésité quatre ans plus tard chez les enfants dont l'estime de soi était normale à la période de référence ne différait pas de manière significative de celle calculée pour les enfants dont l'estime de soi était faible (RC = 0,94; IC à

95 % : 0,40 à 2,22 et RC = 0,77; IC à 95 % : 0,13 à 4,48, respectivement).

## **Discussion**

Les études des conséquences de l'obésité infantile ont surtout été axées sur la santé physique; peu d'entre elles ont examiné les répercussions sur la santé mentale. Les résultats des études antérieures étant variables, le but de la présente analyse était d'examiner les associations longitudinales entre le poids corporel et l'estime de soi au moyen de données recueillies auprès d'un échantillon représentatif de la population nationale d'enfants de 10 et 11 ans.

Les résultats transversaux de la présente étude sont semblables à ceux d'autres analyses transversales indiquant l'existence d'une relation inversement proportionnelle entre le poids corporel et l'estime de soi chez les enfants<sup>4,11,12</sup>. En outre, les résultats longitudinaux confirment l'opinion selon laquelle l'excès de poids précède la manifestation d'une faible estime de soi, plutôt que l'inverse<sup>14</sup>. En particulier, même si l'on tient compte des effets d'un certain nombre de variables que l'on sait influencer sur l'estime de soi, l'obésité infantile est un prédicteur d'une faible estime de soi subséquente, mais l'inverse n'est pas vrai.

Ces résultats sont importants parce que d'autres études ont montré qu'une faible estime de soi (perception de soi négative<sup>17</sup>) est associée à des problèmes de santé mentale subséquents, tels que l'anxiété, le stress, la solitude et une plus forte probabilité de dépression<sup>6-8</sup>. La faible estime de soi peut également entraîner des résultats scolaires décevants, une plus grande susceptibilité à la toxicomanie et à l'alcoolisme<sup>18,19</sup> et, dans certains cas, un comportement autodestructeur<sup>7,10</sup>. Ces problèmes de santé mentale pourraient être des conséquences sous-estimées de l'obésité infantile.

Pourquoi l'obésité pourrait-elle être associée à la diminution de l'estime de soi? Selon les chercheurs, les

taquineries des autres enfants et la tare sociale qu'elle représente pourraient contribuer à la faible estime de soi chez les enfants obèses<sup>20-23</sup>. En fait, ce genre de circonstances pourrait avoir joué un rôle médiateur dans la relation longitudinale entre le poids corporel et la faible estime de soi observée dans la présente étude, hypothèse qui pourrait être examinée dans le cadre de futurs travaux de recherche.

Outre l'obésité infantile, les résultats concordent avec ceux d'études montrant que l'activité physique régulière est associée positivement à l'estime de soi<sup>24</sup>. En particulier, chez les enfants qui participaient à des activités physiques de cinq à sept fois par semaine, la cote exprimant le risque de manifester une faible estime de soi quatre ans plus tard était réduite de moitié. Donc, la promotion de l'activité physique chez tous les enfants, quel que soit leur poids, pourrait rehausser l'estime de soi. Selon Tremblay et ses collègues, chez certains enfants, l'activité physique pourrait être liée à de meilleurs résultats scolaires par l'amélioration de la santé physique et de l'estime de soi<sup>25</sup>.

Les résultats des études de la variation de l'estime de soi selon le sexe ne sont pas cohérents. Alors que, selon certaines, l'estime de soi est plus grande chez les filles que chez les garçons, la plupart indiquent l'opposé<sup>26-28</sup>. D'autres ne révèlent aucune différence significative d'estime de soi globale selon le sexe chez les enfants et aboutissent à la conclusion que l'estime de soi des filles est au moins aussi élevée que celle des garçons<sup>28,29</sup>. La présente étude indique que, à l'âge de 10 et 11 ans, les garçons étaient significativement moins susceptibles que les filles d'avoir une faible estime de soi et que cette différence persistait longitudinalement au cours de la période de suivi de quatre ans. Des différences comparables ont été mentionnées dans d'autres études montrant qu'en général, les filles évaluent leur apparence physique et leur compétence athlétique plus négativement que les garçons<sup>30</sup>.

À l'instar d'études antérieures<sup>31,32</sup>, la présente analyse révèle une association transversale entre l'estime de soi et le rendement scolaire. L'une des explications proposées de l'existence de cette relation est que le rendement scolaire est peut-être amélioré par une haute estime de soi, car celle-ci pourrait accroître les aspirations de l'enfant et lui donner la confiance nécessaire pour affronter les problèmes<sup>31</sup>. Alternativement, les enfants et les jeunes pourraient acquérir plus de confiance en soi et d'estime de soi s'ils obtiennent de bons résultats à l'école<sup>12,31,32</sup>. Bien que la présente étude confirme à nouveau qu'un mauvais rendement scolaire est significativement associé à une faible estime de soi, elle n'indique pas qu'il prédit une faible estime de soi deux ans ou quatre ans plus tard. Ces observations donnent à penser qu'un mauvais rendement scolaire influe sur le niveau d'estime de soi, mais non sur les variations de cette dernière au cours du temps. Lors de travaux antérieurs, nous avons démontré que le rendement scolaire prédit l'estime de soi, mais que l'inverse n'est pas vrai<sup>12</sup>.

### Limites

Les points forts de la présente étude tiennent à l'utilisation d'un échantillon représentatif de la population nationale d'enfants canadiens et à un plan de sondage longitudinal qui a permis d'étudier les relations temporelles entre le poids corporel et l'estime de soi. Les analyses ont été corrigées de l'influence des variables confusionnelles éventuelles. Elles ont aussi été pondérées en utilisant les poids d'échantillonnage de la population et des poids bootstrap qui tenaient compte des effets du plan de sondage complexe et du biais de non-réponse, ce qui a permis de calculer des estimations exactes des erreurs-types.

Les inférences tirées de la présente étude doivent être examinées en ne perdant pas de vue que les données sont autodéclarées et, par conséquent, sujettes à erreur et à un biais de remémoration.

La nutrition et les habitudes alimentaires n'ont pas pu être prises en considération, parce que les données à leur sujet n'ont pas été recueillies dans le cadre de l'enquête. Il pourrait être important d'obtenir ce genre d'information pour de futurs travaux de recherche, étant donné que, selon certaines études, il existe une association positive entre une alimentation saine et le rendement scolaire<sup>32,33</sup>, ainsi que l'estime de soi chez les enfants<sup>12</sup>.

Les seuils d'indice de masse corporelle établis pour les enfants par l'International Obesity Task Force ont été appliqués aux données. Ces seuils ne permettent pas de déceler les enfants dont le poids est insuffisant. L'extrapolation des résultats aux enfants ayant une insuffisance pondérale doit donc se faire avec prudence.

Une dernière limite pourrait être le biais découlant des différences de perte de vue des enfants au suivi. Cependant, une analyse de l'érosion de l'échantillon n'a révélé aucune différence de perte de vue au suivi en fonction de l'estime de soi et du poids corporel : comparativement aux enfants dont l'estime de soi était normale à la période de référence, le risque que ceux ayant une faible estime de soi soient perdus de vue au cycle 2 était de 1,04; comparativement aux enfants dont le poids était normal à la période de référence, le risque que ceux qui étaient en surpoids soient perdus de vue au cycle 3 était de 0,99.

### Conclusion

Fondée sur des données provenant de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, la présente étude confirme et étoffe les résultats d'études antérieures montrant que les enfants obèses courent un risque accru de manifester une faible estime de soi. Les conséquences à mesure qu'ils avancent en âge pourraient être importantes, car d'autres études ont montré qu'une faible estime de soi est associée à une mauvaise santé mentale plus tard dans la vie. Les interventions

visant à promouvoir une vie active et une alimentation saine pourraient jouer un rôle favorable dans la prévention de l'obésité et l'amélioration de l'estime de soi à court terme et dans la prévention des maladies chroniques et l'amélioration de la santé mentale à l'âge adulte. ■

## Remerciements

La présente étude a été financée au moyen d'une chaire de recherche du Canada sur la santé des populations et d'une bourse de chercheur en santé de l'Alberta Heritage Foundation for

Medical Research octroyées à Paul J. Veugelers, PhD, et d'une bourse de stagiaire de l'Alberta Heritage Foundation for Medical Research décernée à Fangfang Wang, PhD.

## Références

- J.J. Reilly, E. Methven, Z.C. McDowell *et al.*, « Health consequences of obesity », *Archives of Disease in Childhood*, 88, 2003, p. 748-752.
- A. Must et S.E. Anderson, « Effects of obesity on morbidity in children and adolescents », *Nutrition in Clinical Care*, 6(1), 2003, p. 4-12.
- C.E. Flodmark, « The happy obese child », *International Journal of Obesity (London)*, 29 (Suppl. 2), 2005, p. 31-33.
- S.A. French, M. Story et C.L. Perry, « Self-esteem and obesity in children and adolescents: a literature review », *Obesity Research*, 3(5), 1995, p. 479-490.
- B.K. Mendelson, D.R. White et M.J. Mendelson, « Children's global self-esteem predicted by body-esteem but not by weight », *Perceptual and Motor Skills*, 80(1), 1995, p. 97-98.
- A.W. Paradise et M.H. Kernis, « Self-esteem and psychological well-being: implications of fragile self-esteem », *Journal of Social and Clinical Psychology*, 21, 2002, p. 345-361.
- R. McGee, S. Williams et S. Nada-Raja, « Low self-esteem and hopelessness in childhood and suicidal ideation in early adulthood », *Journal of Abnormal Child Psychology*, 29(4), 2001, p. 281-291.
- U. Palosaari, H. Aro et P. Laippala, « Parental divorce and depression in young adulthood: adolescents' closeness to parents and self-esteem as mediating factor », *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 93(1), 1996, p. 20-26.
- M.B. Donnellan, K.H. Trzesniewski, R.W. Robins *et al.*, « Low self-esteem is related to aggression, antisocial behavior, and delinquency », *Psychological Science*, 16(4), 2005, p. 328-335.
- L.G. Wild, A.J. Flisher, A. Bhana et C. Lombard, « Associations among adolescent risk behaviours and self-esteem in six domains », *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 45(8), 2004, p. 1454-1467.
- J. Wardle et L. Cooke, « The impact of obesity on psychological well-being », *Best Practice and Research Clinical Endocrinology and Metabolism*, 19(3), 2005, p. 421-440.
- F.F. Wang et P.J. Veugelers, « Self-esteem and cognitive development in the era of the childhood obesity epidemic », *Obesity Reviews*, 9, 2008, p. 615-623.
- S.A. French, C.L. Perry, G.R. Leon et J.A. Fulkerson, « Self-esteem and change in body mass index over 3 years in a cohort of adolescents », *Obesity Research*, 4(1), 1996, p. 27-33.
- K. Hesketh, M. Wake et E. Waters, « Body mass index and parent-reported self-esteem in elementary school children: evidence for a causal relationship », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 28(10), 2004, p. 1233-1237.
- Statistique Canada, Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) : Aperçu du matériel d'enquête pour la collecte des données de 1994-1995 – Cycle 1 (Statistique Canada, n° 89F0078XIF au catalogue) Ottawa, 1995, disponible à l'adresse <http://www.statcan.gc.ca/pub/89f0078x/89f0078x1996001-fra.pdf> (document consulté le 26 juin 2008).
- T.J. Cole, M.C. Bellizzi, K.M. Flegal et W.H. Dietz, « Establishing a standard definition for child overweight and obesity worldwide: international survey », *British Medical Journal*, 320, 2000, p. 1240-1243.
- The Counseling and Mental Health Center, the University of Texas at Austin, disponible à l'adresse [www.utexas.edu/student/cmhc/booklets/selfesteem/selfest.html](http://www.utexas.edu/student/cmhc/booklets/selfesteem/selfest.html) (document consulté le 6 février 2008).
- M. Gerrard, F.X. Gibbons, M. Reis-Bergan et D.W. Russell, « Self-esteem, self-serving cognitions, and health risk behaviour », *Journal of Personality*, 68(6), 2000, p. 1177-1201.
- L.G. Wild, A.F. Flisher, A. Bhana et C. Lombard, « Substance abuse, suicidality, and self-esteem in South African adolescents », *Journal of Drug Education*, 34(1), 2004, p. 1-17.
- D.R. Musher-Eizenman, S.C. Holub, A.B. Miller *et al.*, « Body size stigmatization in preschool children: the role of control attributions », *Journal of Pediatric Psychology*, 29(8), 2004, p. 613-620.
- S. Robinson, « Victimization of obese adolescents », *The Journal of School Nursing*, 22(4), 2006, p. 201-206.
- P. Cramer et T. Steinwert, « Thin is good, fat is bad: How early does it begin? », *Journal of Applied Developmental Psychology*, 19(3), 1998, p. 429-451.
- R.S. Strauss, « Social marginalization of overweight children », *Archives of Pediatrics and Adolescent Medicine*, 157, 2003, p. 746-752.
- J.C. Spence, K. McGannon et P. Poon, « The effects of exercise and physical activity on self-concept and self-esteem: A meta-analysis », *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 27, 2005, p. 311-334.

25. M.S. Tremblay, J.W. Inman et J.D. Willms, « The relationship between physical activity, self-esteem and academic achievement in 12-year-old children », *Pediatric Exercise Science*, 12, 2000, p. 312-323.
26. A. Kearney-Cooke, « Gender differences and self-esteem », *The Journal of Gender-Specific Medicine*, 2(3), 1999, p. 46-52.
27. J.E. Jacobs, S. Lanza, D.W. Osgood *et al.*, « Changes in children's self-competence and values: gender and domain differences across grades one through twelve », *Child Development*, 73(2), 2002, p. 509-527.
28. M.J. Sotelo, « Sex differences in self-concept in Spanish secondary school students », *Psychological Reports*, 87(3 Pt. 1), 2000, p. 731-734.
29. A.K. Mullis, R.L. Mullis et D. Normandin, « Cross-sectional and longitudinal comparisons of adolescent self-esteem », *Adolescence*, 27(105), 1992, p. 51-61.
30. R. Vasta, A.J. Younger, S.A. Adler *et al.*, *Child Psychology*, Toronto, John Wiley & Sons Canada Ltd., 2009, p. 508-509.
31. R.F. Baumeister, J.D. Campbell, J.I. Kreuger et K.D. Vohs, « Does high self-esteem cause better performance, interpersonal success, happiness or healthier lifestyles? », *Psychological Science in the Public Interest*, 4(1), 2003, p. 1-44.
32. T. Bowles, « Focusing on time orientation to explain adolescent self concept and academic achievement: Part I. Testing a model », *Journal of Applied Health Behaviour*, 1(2), 1999, p. 1-8.
33. H. Taras, « Nutrition and student performance at school », *The Journal of School Health*, 75(6), 2005, p. 199-214.
34. M. Florence, M. Asbridge et P.J. Veugelers, « Diet quality and academic performance in Nova Scotia Grade five students », *The Journal of School Health*, 78, 2008, p. 209-215.

# Variations en matière de traitement et de survie après une crise cardiaque dans les régions sociosanitaires

par Helen Johansen, Julie Bernier, Philippe Finès, Susan Brien, William Ghali et Michael Wolfson pour la Canadian Cardiovascular Outcomes Research Team

## Résumé

Le présent article examine les variations géographiques des taux de revascularisation dans les 30 jours et des taux de mortalité à l'hôpital dans les 30 jours des patients ayant fait une crise cardiaque (infarctus aigu du myocarde) au Canada. Les données proviennent de la Base de données de l'information-santé orientée vers la personne et portent sur les régions sociosanitaires dans sept provinces qui comptaient au moins 100 000 habitants en 1995-1996 et 2003-2004. Les taux de revascularisation ont augmenté dans toutes les régions sociosanitaires entre ces années, tandis que les taux de mortalité ont diminué dans la plupart des régions mais non dans toutes. De façon générale, les taux de mortalité étaient plus faibles dans les régions sociosanitaires où les taux de revascularisation étaient élevés. Toutefois, certaines régions où les taux de revascularisation étaient élevés avaient des taux de mortalité relativement élevés, et d'autres où les taux de revascularisation étaient relativement faibles avaient des taux de mortalité relativement faibles. Ces résultats soulèvent d'importantes questions au sujet de l'efficacité globale des soins de santé au Canada et laissent supposer que de meilleures données sont nécessaires aux fins de recherches visant à expliquer les fortes variations géographiques en matière de traitement et de survie des patients ayant fait une crise cardiaque.

## Mots-clés

Pontage aorto-coronarien, mortalité, infarctus du myocarde, intervention coronarienne percutanée, revascularisation, variations sur petits domaines.

## Auteurs

Helen Johansen (613-951-4273; Helen.Johansen@statcan.gc.ca), Julie Bernier (613-951-4556; Julie.Bernier@statcan.gc.ca) et Philippe Finès (613-951-3896; Philippe.Fines@statcan.gc.ca) travaillent à la Division de l'analyse de la santé, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6. Michael Wolfson travaille également à Statistique Canada. Susan Brien et William Ghali travaillent à l'Université de Calgary.

D'importantes variations de la nature, de l'étendue et de la disponibilité des soins de santé d'une région géographique à l'autre<sup>1,2</sup>, sans association claire avec les résultats, s'observent depuis longtemps. Il y a 20 ans, de telles variations observées aux États-Unis ont fait ressortir la nécessité d'établir des lignes directrices pour déterminer le caractère approprié des services fournis. On a investi dans des équipes d'examen des résultats chez les patients<sup>3-6</sup> chargées d'élaborer des lignes directrices cliniques qui permettraient de décider quand une intervention chirurgicale donnée ou le recours à l'imagerie diagnostique est ou n'est pas justifié. Selon l'hypothèse sous-jacente, les grandes variations observées pourraient indiquer que les soins de santé sont fournis selon différents protocoles ou procurent des bienfaits différents aux patients.

Le présent article fournit des données sur les variations géographiques, appelées variations sur petits domaines<sup>1,2</sup>, dans les traitements et les résultats des patients ayant fait une crise cardiaque (infarctus aigu du myocarde) au Canada. L'étude ne se limite pas à montrer que les

traitements, dans ce cas les taux de revascularisation, varient fortement d'une région sociosanitaire infraprovinciale à l'autre<sup>7-10</sup>; elle juxtapose les taux de revascularisation et un résultat fondamental, soit la mortalité dans les 30 jours (voir *Les données*).

Tableau 1

Taux normalisés selon l'âge et le sexe de revascularisation dans les 30 jours et de mortalité dans les 30 jours des patients ayant fait un infarctus aigu du myocarde, régions sociosanitaires comptant au moins 100 000 habitants, sept provinces<sup>†</sup>, 1995-1996 et 2003-2004

Classification des régions sociosanitaires par section <sup>‡</sup> en 1995-1996	Taux normalisés selon l'âge et le sexe de revascularisation dans les 30 jours			Taux normalisés selon l'âge et le sexe de mortalité dans les 30 jours			Section <sup>‡</sup>	
	1995-1996	2003-2004	Écart	1995-1996	2003-2004	Écart	1995-1996	2003-2004
1	9,8	28,4	18,6	11,8	8,6	-3,2	A	A
2	5,7	29,7	24,1	12,6	9,1	-3,5	A	A
3	7,6	32,6	25,0	12,3	9,1	-3,1	A	A
4	9,0	43,1	34,1	11,6	8,3	-3,2	A	B
5	4,9	20,8	15,8	11,5	12,7	1,2	A	C
6	7,4	38,6	31,2	12,4	9,8	-2,6	A	C
7	7,1	28,1	21,0	11,8	10,4	-1,4	A	C
8	7,8	37,2	29,3	12,9	10,1	-2,8	A	C
9	2,0	26,3	24,3	8,0	9,9	1,8	A	C
10	11,9	29,8	17,9	7,5	9,4	1,9	B	A
11	19,2	38,5	19,3	11,4	8,8	-2,6	B	A
12	22,0	44,1	22,1	9,3	6,9	-2,4	B	B
13	17,6	42,4	24,8	11,9	9,2	-2,7	B	B
14	14,7	41,8	27,1	12,3	9,1	-3,2	B	B
15	23,6	57,9	34,3	12,8	8,7	-4,1	B	B
16	20,1	48,6	28,5	12,8	7,5	-5,3	B	B
17	19,9	42,3	22,3	9,4	8,5	-0,9	B	B
18	31,9	57,8	25,8	11,3	5,5	-5,8	B	B
19	24,9	53,9	29,1	12,7	6,8	-5,8	B	B
20	13,8	42,5	28,7	12,2	6,3	-5,9	B	B
21	17,6	37,0	19,4	11,4	10,9	-0,5	B	C
22	18,0	36,1	18,1	9,5	9,5	0,0	B	C
23	11,5	41,4	29,9	12,3	10,6	-1,7	B	D
24	0,9	24,9	23,9	15,4	7,1	-8,3	C	A
25	6,1	21,6	15,5	14,7	9,4	-5,3	C	A
26	10,9	27,7	16,7	13,1	8,3	-4,9	C	A
27	9,0	37,9	28,9	13,7	9,1	-4,5	C	A
28	9,5	46,1	36,6	18,4	6,6	-11,9	C	B
29	10,8	27,0	16,2	13,5	11,0	-2,5	C	C
30	7,7	30,3	22,6	13,2	10,1	-3,2	C	C
31	4,0	21,3	17,3	15,4	10,0	-5,4	C	C
32	6,3	28,8	22,5	14,7	10,2	-4,5	C	C
33	8,9	27,9	18,9	15,9	9,8	-6,1	C	C
34	4,3	43,0	38,6	16,0	11,1	-5,0	C	D
35	10,9	40,9	30,0	15,3	10,1	-5,3	C	D
36	9,0	52,9	43,9	14,2	10,5	-3,7	C	D
37	7,7	50,0	42,3	14,2	9,6	-4,7	C	D
38	26,5	65,6	39,2	15,4	8,0	-7,4	D	B
39	20,4	51,4	31,0	15,7	9,3	-6,5	D	B
40	19,5	57,3	37,9	13,1	9,4	-3,7	D	B
41	12,6	35,8	23,2	14,5	10,9	-3,6	D	C
42	13,9	40,7	26,8	17,9	11,3	-6,5	D	C
43	22,1	54,9	32,8	13,1	11,4	-1,6	D	D
44	12,4	55,2	42,8	16,0	9,7	-6,3	D	D
45	14,4	50,1	35,8	15,3	10,8	-4,6	D	D
46	12,2	41,4	29,2	14,8	11,2	-3,6	D	D
Moyenne	12,8	39,8	27,0	13,2	9,4	-3,8	...	...
Médiane	11,2	40,8	26,3	13,0	9,5	-3,7	...	...
Intervalle semi-interquartile	5,2	9,4	5,1	1,5	0,9	1,4	...	...

<sup>†</sup> Nouvelle-Écosse, Nouveau-Brunswick, Québec, Ontario, Manitoba, Saskatchewan, Alberta

<sup>‡</sup> Section A = faibles taux de revascularisation et faibles taux de mortalité; section B = taux de revascularisation élevés et faibles taux de mortalité; section C = faibles taux de revascularisation et taux de mortalité élevés; section D = taux de revascularisation élevés et taux de mortalité élevés  
... n'ayant pas lieu de figurer

Source : Base de données de l'information-santé orientée vers la personne, 1995-1996 et 2003-2004.

## Revascularisation à la hausse, mortalité à la baisse

Dans l'ensemble, chez les patients ayant fait un infarctus aigu du myocarde dans les 46 régions sociosanitaires examinées, les taux de revascularisation ont augmenté tandis que les taux de mortalité ont baissé entre 1995-1996 et 2003-2004. En moyenne, le pourcentage des patients qui ont été revascularisés dans les 30 jours suivant l'admission à l'hôpital a triplé, passant de 12,8 % à 39,8 %, tandis que le taux de mortalité dans les 30 jours a reculé, passant de 13,2 % à 9,4 % (tableau 1).

Même si les taux de revascularisation ont augmenté dans toutes les régions sociosanitaires, celles où le taux était faible en 1995-1996 avaient également

tendance à afficher un taux relativement faible en 2003-2004. Néanmoins, l'une et l'autre année, les taux variaient considérablement selon la région, allant de 0,9 % à 31,9 % en 1995-1996 et de 20,8 % à 65,6 % en 2003-2004 (tableau 1). Dans une même province également, une variabilité considérable s'observe entre régions sociosanitaires; par exemple, dans une province en 2003-2004, les taux de revascularisation allaient de 22 % à 50 % (données non présentées).

En 2003-2004, les taux de mortalité dans les 30 jours chez les patients ayant fait un infarctus aigu du myocarde avaient baissé dans 42 des 46 régions sociosanitaires. L'une et l'autre année, toutefois, les taux de mortalité variaient

fortement selon la région (tableau 1), allant de 7,5 % à 18,4 % en 1995-1996 et de 5,5 % à 12,7 % en 2003-2004. Il en allait également ainsi à l'intérieur d'une même province, d'une région sociosanitaire à l'autre; par exemple, en 2003-2004, dans une province, la fourchette allait de 5,5 % à 11,3 % (données non présentées).

Tant pour 1995-1996 que pour 2003-2004, les régions sociosanitaires ont été classées en quatre groupes (sections) par comparaison de leurs taux de revascularisation et de mortalité aux taux médians pour l'année en cause. La section A comprend les régions où les taux de revascularisation ainsi que de mortalité étaient faibles (inférieurs aux taux médians); la section B, les

## Les données

Les données proviennent de la Base de données de l'information-santé orientée vers la personne, une version pouvant être couplée des dossiers de sortie d'hôpital provinciaux informatisés tirés de la Base de données sur les congés des patients de l'Institut canadien d'information sur la santé. Ces dossiers d'hospitalisation ont été couplés de manière à créer des trajectoires des patients.

L'analyse porte sur la Nouvelle-Écosse, le Nouveau-Brunswick, le Québec, l'Ontario, le Manitoba, la Saskatchewan et l'Alberta. Terre-Neuve et la Colombie-Britannique ont été exclues à cause d'anomalies dans les méthodes de codage provincial et l'Île-du-Prince-Édouard a été exclue parce qu'elle n'offre pas de services de revascularisation. Pour garantir un nombre raisonnable de patients ayant fait une crise cardiaque, la présente étude porte seulement sur les régions sociosanitaires comptant au moins 100 000 habitants, soit 46 régions en tout.

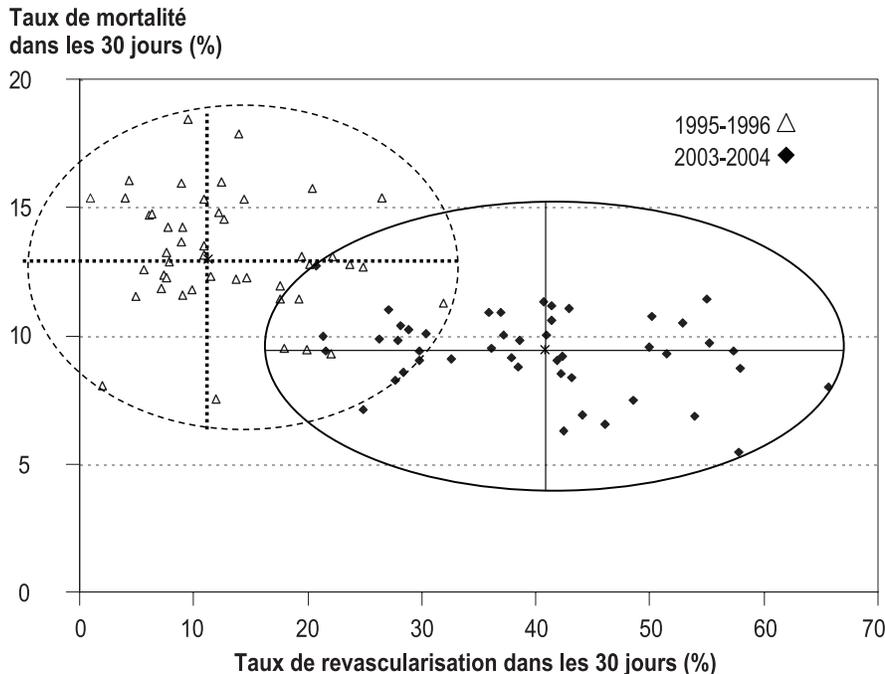
L'analyse porte sur deux exercices financiers, soit 1995-1996 (la première année de la Base de données de l'information-santé orientée vers la personne) et 2003-2004. L'exercice 2003-2004 est le dernier pour lequel il était possible de faire un suivi de toutes les provinces. Les patients de 20 ans ou plus ont été inclus si le diagnostic principal au moment de leur admission à l'hôpital était *infarctus aigu du myocarde* (CIM-9-CM, code 410; CIM-10-CA, codes I21 ou I22)<sup>11,12</sup>, à la condition de n'avoir pas été hospitalisés à la suite d'un infarctus aigu du myocarde au cours des 365 jours précédents. Cette période d'épuration d'un an visait à permettre de commencer l'analyse avec un nouvel épisode d'infarctus aigu du myocarde. Pour chaque patient, deux événements ont été examinés, soit s'ils ont ou n'ont pas subi une revascularisation, et s'ils sont ou ne sont pas décédés à l'hôpital dans les 30 jours suivant leur admission. Ce dernier s'est révélé être une bonne estimation du taux global de mortalité<sup>13</sup>.

Les interventions de revascularisation ont été définies au moyen de l'algorithme décrit par l'Institut canadien d'information sur la santé comme suit : *intervention coronarienne percutanée* (CIM-9-CM 36.01, 36.02, 36.05 ou CIM-10-Classification canadienne des interventions en santé 1.IJ.26, 1.IJ.50, 1.IJ.57) et *pontage coronarien par greffe* (CIM-9-CM 36.1 ou CIM-10-CCI 1.IJ.76)<sup>11,12,14</sup>. Ces interventions sont utilisées pour traiter la maladie coronarienne, qui résulte de la formation de dépôts graisseux dans les cellules qui tapissent la paroi d'une artère coronaire et du blocage subséquent de la circulation sanguine. Lors d'une intervention coronarienne percutanée, on perce une grosse artère périphérique (ordinairement l'artère fémorale de la jambe) au moyen d'une aiguille et on fait pénétrer un fil-guide à travers l'aiguille dans l'appareil artériel, le long de l'aorte jusqu'à l'artère coronaire bouchée. On attache une sonde à ballonnet au fil-guide et on l'introduit dans l'artère coronaire jusqu'à la zone obstruée. Puis, on gonfle le ballonnet pendant plusieurs secondes. Pour garder l'artère ouverte, on introduit parfois un fin treillis métallique cylindrique (endoprothèse). Le pontage coronarien par greffe consiste à greffer une veine (habituellement prélevée dans la jambe) ou une artère (habituellement prélevée sous le sternum) entre l'aorte et l'artère coronaire, de façon à « court-circuiter » la région obstruée.

On a recouru à la standardisation directe pour apporter des corrections en fonction de l'âge et du sexe. La population type se composait de personnes ayant subi un infarctus aigu du myocarde dans les sept provinces au cours de l'exercice financier 1995-1996, répartie par groupes d'âge de cinq ans. Seuls l'âge et le sexe ont été utilisés aux fins de standardisation; des recherches précédentes ont montré que l'inclusion d'un indice de comorbidité ne modifie pas sensiblement les résultats<sup>8</sup>.

Le fichier de conversion des codes postaux a été utilisé pour déterminer l'aire de diffusion du recensement d'après le code postal du lieu de résidence du patient. Les limites des régions sociosanitaires (établies en 2005) se fondaient sur les aires de diffusion du recensement.

**Figure 1**  
**Taux de revascularisation dans les 30 jours et taux de mortalité dans les 30 jours des patients ayant fait un infarctus aigu du myocarde, régions sociosanitaires comptant au moins 100 000 habitants, sept provinces†, 1995-1996 et 2003-2004**



† Nouvelle-Écosse, Nouveau-Brunswick, Québec, Ontario, Manitoba, Saskatchewan, Alberta

Nota : Les lignes se croisent aux valeurs médianes de la mortalité et de la revascularisation pour chaque année.

Source : Base de données de l'information-santé orientée vers la personne, 1995-1996 et 2003-2004.

régions où le taux de revascularisation était élevé (supérieur au taux médian) et le taux de mortalité, faible; la section C, les régions où le taux de revascularisation était faible et le taux de mortalité, élevé; et la section D, les régions où les deux taux étaient élevés.

Malgré la tendance des régions sociosanitaires aux taux de revascularisation élevés à afficher des taux de mortalité plus faibles, ce n'était pas toujours le cas (tableau 1). L'une et l'autre année, environ 20 % des régions sociosanitaires avaient des taux de revascularisation faibles et des taux de mortalité faibles (section A) et un pourcentage semblable avait des taux de revascularisation élevés et des taux de mortalité élevés (section D). En outre, durant la période de huit ans à l'étude, les régions sociosanitaires ne sont pas nécessairement restées dans la même

section; en effet, plus de la moitié étaient dans une section différente en 2003-2004 que celle dans laquelle elles se classaient en 1995-1996.

### Revascularisation et mortalité

La figure 1 rassemble et juxtapose les données sur les taux de revascularisation et de mortalité pour chaque région afin d'illustrer l'association (ou l'absence d'association) entre la revascularisation et la mortalité chez les patients ayant fait un infarctus aigu du myocarde. Chaque point représente une région sociosanitaire; les triangles vides portent sur l'année 1995-1996 et les losanges ombrés, sur l'année 2003-2004. L'axe horizontal indique les pourcentages de tous les malades hospitalisés ayant fait un infarctus aigu du myocarde qui ont été traités par revascularisation dans les 30 jours, et l'axe vertical, les

pourcentages de ceux qui sont décédés dans les 30 jours.

La dispersion des valeurs à la figure 1 montre que les taux de revascularisation élevés n'étaient pas invariablement associés à des taux de mortalité faibles. Par exemple, en 2003-2004, 11 régions sociosanitaires avaient des taux de revascularisation élevés, soit de 50 % ou plus, mais les taux de mortalité dans ces régions allaient d'environ 5 % à plus de 11 %. En revanche, dans 14 régions sociosanitaires, les taux de revascularisation pour la même année étaient relativement faibles, soit d'au plus 30 %, mais les taux de mortalité allaient de 7 % à 13 %.

### Conclusion

Entre 1995-1996 et 2003-2004, dans l'ensemble, le taux de revascularisation dans les 30 jours chez les patients ayant fait un infarctus aigu du myocarde dans 46 des plus grandes régions sociosanitaires au Canada a triplé, tandis que le taux global de mortalité dans les 30 jours a diminué.

En principe, si la revascularisation était efficace et bénéfique, les taux de revascularisation plus élevés seraient clairement et étroitement corrélés à des taux de mortalité inférieurs. Cependant, la corrélation au cours d'une seule année était, au mieux, faible. En fait, les données de 2003-2004, plus récentes, montrent une corrélation plus faible entre les taux de revascularisation et les taux de mortalité que les données de 1995-1996. La corrélation plus faible observée en 2003-2004 peut être attribuable à un rendement décroissant, étant donné la possibilité d'une limite supérieure du pourcentage de patients qui bénéficieraient d'une revascularisation.

Les fortes variations des taux d'intervention ainsi que des taux de survie d'une région sociosanitaire à l'autre peuvent être associées à des facteurs qui n'ont pu être pris en compte dans l'analyse parce que les données pertinentes n'étaient pas disponibles. Il est évident que le traitement des crises cardiaques ne se limite pas à la

revascularisation. Les différences géographiques entre les taux d'interventions chirurgicales données peuvent refléter des variations systématiques en ce qui concerne la prise de décisions professionnelles, les méthodes diagnostiques et la façon d'exercer, ainsi que la formation et l'expérience des médecins et leur conviction quant à l'efficacité de l'intervention. En outre, les politiques, pratiques et installations hospitalières peuvent varier d'une région à l'autre, de même que la gravité des crises cardiaques. Des différences peuvent également s'observer au niveau de variables cliniques comme l'heure d'arrivée à l'hôpital, l'administration de médicaments préventifs secondaires<sup>15,16</sup> et les services de réadaptation cardiologique<sup>17</sup>. En outre, les facteurs liés au mode de vie peuvent jouer un rôle important; par exemple, les patients ayant fait une crise cardiaque dans certaines régions sont-ils plus susceptibles que ceux dans d'autres régions d'être des fumeurs, d'être obèses ou d'avoir un mode de vie sédentaire?

Aucun consensus ne se dégage de la littérature quant au taux optimal de revascularisation pour les patients ayant fait un infarctus aigu du myocarde. Le recours plus fréquent à cette intervention aux États-Unis<sup>18-20</sup> ne semble pas faire baisser systématiquement le taux de mortalité<sup>18,19</sup>, même si un chercheur est arrivé à la conclusion que la durée de survie des patients américains est plus longue que celle des patients canadiens<sup>21</sup>. En outre, des essais randomisés tels que TACTICS, FRISC et CADILLAC ont démontré les avantages d'une revascularisation précoce<sup>22-26</sup>, et le nombre de cas d'angine de poitrine avec diminution subséquente de la qualité de vie déclarés au Canada, où les taux d'intervention chirurgicale chez les patients ayant fait un infarctus aigu du myocarde sont plus faibles, est beaucoup plus élevé qu'aux États-Unis<sup>19,20</sup>.

Les résultats de cette analyse donnent à penser que les recherches sur la prestation des soins de santé au Canada pourraient utilement porter sur la question de savoir pourquoi

d'importantes variations géographiques persistent en matière de traitement et de survie des patients ayant fait une crise cardiaque. Il faut recueillir plus de données pour prolonger le suivi de la mortalité au-delà de la période de 30 jours, afin de déterminer dans quelle mesure les patients sont en meilleure santé après l'intervention, de cerner d'autres aspects des caractéristiques du traitement et de l'hôpital pouvant influencer sur les résultats et d'examiner les facteurs de risque pour les patients, comme l'obésité, la condition physique, le tabagisme, l'hypertension et les taux de lipides sanguins. La connaissance des facteurs associés aux différences géographiques pourrait être utile aux fins de l'élaboration de lignes directrices pour aider les cliniciens à déterminer si une intervention donnée, dans ce cas la revascularisation, est susceptible d'être bénéfique. Il faut élargir l'analyse pour nous permettre de montrer quels facteurs, au niveau du patient, de l'équipe de soins, de l'hôpital ou de la collectivité, sont les plus importants pour les résultats en matière de santé. ■

## Références

1. E.S. Fisher, D.E. Wennberg, T.A. Stukel *et al.*, « The implications of regional variations in Medicare spending. Part 1: The content, quality, and accessibility of care », *Annals of Internal Medicine*, 138, 2003, p. 273-287.
2. E.S. Fisher, D.E. Wennberg, T.A. Stukel *et al.*, « The implications of regional variations in Medicare spending. Part 2: Health outcomes and satisfaction with care », *Annals of Internal Medicine*, 138, 2003, p. 288-298.
3. S.T. Parente, C.E. Phelps et P.J. O'Connor, « Economic analysis of medical practice variation between 1991 and 2000: the impact of patient outcomes research teams (PORTs) », *International Journal of Technology Assessment in Health Care*, 24(3), 2008, p. 282-293.
4. D. Freund, J. Lave, C. Clancy *et al.*, « Patient outcomes research teams: contribution to outcomes and effectiveness research », *Annual Reviews of Public Health*, 20, 1999, p. 337-359.
5. V. Hasselblad, F. Mosteller, B. Littenberg *et al.*, « A survey of current problems in meta-analysis, Discussion from the Agency for Health Care Policy and Research Inter-Port Work Group on Literature Review/Meta-analysis », *Medical Care*, 33(2), 1995, p. 202-220.
6. C.W. Maklan, R. Greene et M.A. Cummings, « Methodological challenges and innovations in patient outcomes research », *Medical Care*, 32(7 Suppl.), 1994, p. JS13-21.
7. L. Pilote, P. Merrett, I. Karp *et al.*, « Cardiac procedures after an acute myocardial infarction across nine Canadian provinces », *Canadian Journal of Cardiology*, 20(5), 2004, p. 491-500.
8. H. Johansen, C. Nair, L. Mao et M. Wolfson, « Issues de la revascularisation et de la crise cardiaque », *Rapports sur la santé*, 13(2), 2002, p. 41-55 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
9. P.M. Slaughter, W. Young, D.P. DeBoer *et al.*, « Patterns of revascularization », dans C.D. Naylor et P.M. Slaughter, dir. *Cardiovascular Health and Services in Ontario: An ICES Atlas*, Toronto, Institute for Clinical Evaluative Sciences, 1999, p. 165-187.

10. K. Hartford, L.L. Ross et R. Walld, « Regional variation in angiography, coronary artery bypass surgery, and percutaneous transluminal coronary angioplasty in Manitoba, 1987 to 1992: the funnel effect », *Medical Care*, 36(7), 1998, p. 1022-1032.
11. 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.
12. Organisation mondiale de la Santé, *Classification statistique internationale des maladies et des problèmes de santé connexes*, Dixième révision, Genève, Organisation mondiale de la Santé, 1992.
13. Institut canadien d'information sur la santé, *Les soins de santé au Canada 2001*, Ottawa, Institut canadien d'information sur la santé, 2001.
14. Institut canadien d'information sur la santé, *Classification statistique internationale des maladies et des problèmes de santé connexes*, CIM-10-CA/CCI, Ottawa, Institut canadien d'information sur la santé, 2003.
15. Gruppo Italiano per lo Studio della Streptochi-nasinell: Infarto Miocardico (GISSI), « Long-term effects of intravenous thrombolysis in acute myocardial infarction: final report of the GISSI study », *Lancet*, 2(8564), 1987, p. 871-874.
16. N.P. Wilkes, M.P. Jones, M.F. O'Rourke *et al.*, « Determinants of recurrent ischaemia and revascularisation procedures after thrombolysis with recombinant tissue plasminogen activator in primary coronary occlusion », *International Journal of Cardiology*, 30(1), 1991, p. 69-76.
17. J. Mant et N. Hicks, « Detecting differences in quality of care: The sensitivity of measures of process and outcome in treating acute myocardial infarction », *British Medical Journal*, 311, 1995, p. 793-796.
18. J.L. Rouleau, L.A. Moye, M.A. Pfeffer *et al.*, « A comparison of management patterns after acute myocardial infarction in Canada and the United States », *The New England Journal of Medicine*, 328, 1993, p. 779-784.
19. D.B. Mark, C.D. Naylor, M.A. Hlatky *et al.*, « Use of medical resources and quality of life after acute myocardial infarction in Canada and the United States », *The New England Journal of Medicine*, 331, 1994, p. 130-135.
20. J.V. Tu, C.L. Pashos, C.D. Naylor *et al.*, « Use of cardiac procedures and outcomes in elderly patients with myocardial infarction in the United States and Canada », *The New England Journal of Medicine*, 336(21), 1997, p. 1500-1505.
21. A. Langer, M. Fisher, R.M. Califf *et al.*, « Higher rates of coronary angiography and revascularization following myocardial infarction may be associated with greater survival in the United States than in Canada. The CARS Investigators », *Canadian Journal of Cardiology=Journal canadien de cardiologie*, 15(10), 1999, p. 1095-1102.
22. B. Lagerqvist, S. Husted, F. Kontny *et al.*, « 5-year outcomes in the FRISC-II randomised trial of an invasive versus a non-invasive strategy in non-ST-elevation acute coronary syndrome: a follow-up study », *Lancet*, 368, 2006, p. 998-1004.
23. B. Lagerqvist, S. Husted, F. Kontny *et al.*, « A long-term perspective on the protective effects of an early invasive strategy in unstable coronary artery disease », *Journal of the American College of Cardiology*, 40, 2002, p. 1902-1914.
24. E.C. Keeley, J.A. Boura et C.L. Grines, « Primary angioplasty versus intravenous thrombolytic therapy for acute myocardial infarction: a quantitative review of 23 randomised trials », *Lancet*, 361, 2003, p. 13-20.
25. C.P. Cannon, W.S. Weintraub, L.A. Demopoulos *et al.*, « Comparison of early invasive and conservative strategies in patients with unstable coronary syndromes treated with the glycoprotein IIb/IIIa inhibitor tirofiban », *New England Journal of Medicine*, 344, 2001, p. 1879-1887.
26. D.A. Cox, G.W. Stone, C.L. Grines *et al.*, « Comparative early and late outcomes after primary percutaneous coronary intervention in ST-segment elevation and non-ST-segment elevation acute myocardial infarction (from the CADILLAC Trial) », *American Journal of Cardiology*, 98, 2006, p. 331-337.

# Repérer les cas d'automutilation dans les données des services d'urgence

par Jennifer Bethell et Anne E. Rhodes

## Résumé

### Contexte

Les données des services d'urgence offrent des renseignements plus représentatifs sur l'automutilation (AM) que les données sur les admissions à l'hôpital. Cependant, ces données pourraient sous-estimer la prévalence de l'automutilation si certains enregistrements contenant un code d'« intention indéterminée » (II) sont en fait des cas d'automutilation.

### Données et méthodes

Les données sont extraites du Système national d'information sur les soins ambulatoires. L'analyse porte sur un total de 24 437 enregistrements transmis par les services d'urgence de l'Ontario pour 2001-2002 dans lesquels figurait un code AM ou II. Des estimations selon l'âge et le sexe ont été comparées sous diverses définitions de l'automutilation.

### Résultats

Pour deux cas de visite au service d'urgence codés AM, un autre était codé II. Les cas de traumatisme par instrument tranchant/perforant et d'empoisonnement auxquels est attribué un code II semblent correspondre plus fréquemment à une automutilation que les cas correspondant à d'autres traumatismes. Parmi les épisodes de référence codés II, le taux de visites subséquentes au service d'urgence pour une automutilation était près de dix fois plus élevé quand il s'agissait d'un traumatisme par objet tranchant/perforant ou d'un empoisonnement. Le fait de traiter les cas de visites à l'urgence codés II comme des cas codés AM accroît l'incidence cumulative sur 12 mois de l'automutilation d'une proportion allant jusqu'à 60 %.

### Interprétation

Certains cas vus par les services d'urgence qui sont codés II représentent vraisemblablement des cas d'automutilation.

### Mots-clés

Services d'urgence hospitaliers, dossiers d'hôpital, traumatisme, Ontario, admission des patients, empoisonnement.

### Auteurs

Jennifer Bethell (416-864-6099; BethellJ@smh.toronto.ca) fait partie de la section de l'étude du suicide de l'hôpital St. Michael, Toronto (Ontario) M5B 1W8; Anne E. Rhodes fait partie de la section de l'étude du suicide, ainsi que de l'Institut de recherche en services de santé et de la faculté de médecine de l'Université de Toronto, Toronto (Ontario).

À l'échelle mondiale, le suicide est l'une des trois causes principales de décès des personnes de 15 à 44 ans<sup>1</sup>. Au Canada, environ 3 700 suicides sont enregistrés annuellement, ce qui représente plus de décès que ceux attribuables aux accidents de transport et aux actes d'agression confondus<sup>2</sup>.

L'automutilation (AM), définie comme une blessure ou un empoisonnement auto-infligé intentionnellement<sup>3</sup>, constitue un problème de santé publique étroitement apparenté. Ainsi, les données des services d'urgence de l'Alberta révèlent qu'en 2000-2001, près de 250 cas d'automutilation ont été vus par tranche de 100 000 personnes<sup>4</sup>. Ce genre de visite à l'urgence accroît le risque de suicide subséquent de la personne<sup>5</sup>, et les visites répétées sont fréquentes. Selon un examen systématique des données de suivi tirées de 90 études observationnelles et expérimentales publiées, dans l'année qui suit, environ 2 % de ces personnes se suicideront et 16 % reviendront à l'hôpital à cause d'une automutilation<sup>6</sup>.

Le gouvernement ainsi que les groupes d'intervenants reconnaissent qu'il faut améliorer la surveillance de la santé mentale<sup>7,8</sup>, y compris celle des tentatives de suicide<sup>9,10</sup>, mais la surveillance de l'automutilation demeure rare au Canada. D'où la

nécessité d'examiner les sources de données existantes. Les dossiers administratifs des services d'urgence sont particulièrement précieux, parce qu'ils fournissent des renseignements sur l'automutilation plus représentatifs que les données sur les admissions à l'hôpital. En effet, moins de la moitié des visites à l'urgence considérées comme des cas d'automutilation aboutissent à une hospitalisation<sup>4,11</sup>. Cependant, la qualité des données des services d'urgence qui pourraient servir à la déclaration des cas d'automutilation n'a pas été évaluée minutieusement.

Les cas d'automutilation sont souvent repérés dans les données administratives par la présence d'un code de cause extérieure de traumatisme (codes E) de la Classification internationale des maladies (CIM) indiquant que le traumatisme est « auto-infligé ». Les analyses des données sur les admissions à l'hôpital donnent à penser que l'automutilation est parfois classée incorrectement. L'examen des dossiers d'un hôpital universitaire canadien

a révélé un sous-dénombrement de 63 % de l'automutilation dans les données sur les hospitalisations pour autoempoisonnement<sup>12</sup>. Une étude néo-zélandaise a démontré que, comparativement aux personnes n'ayant pas été hospitalisées antérieurement, celles admises à l'hôpital pour des traumatismes ou des empoisonnements dont le code E correspondait à un traumatisme « causé de manière indéterminée quant à l'intention » (II) couraient un plus grand risque d'admission subséquente pour une automutilation et un plus grand risque de suicide (risque relatif de 13,7 et de 164,1, respectivement). Les auteurs ont avancé l'hypothèse que certains cas admis avec un code II représentaient peut-être des cas d'automutilation dissimulés par le patient ou non reconnus par le clinicien<sup>13</sup>, mais il pourrait aussi s'agir d'un problème plus général de codage non spécifique dans les données hospitalières (p. ex. parce que les renseignements figurant dans le dossier médical du patient sont incomplets ou illisibles)<sup>14</sup>. Néanmoins, ensemble, ces résultats sous-entendent que la recherche et la déclaration des cas basées entièrement sur les codes AM d'automutilation (à l'exclusion des codes II)<sup>4,15,16</sup> peuvent être problématiques.

Les données sur la mortalité sous-estiment, elles aussi, la prévalence des suicides<sup>17</sup>, en partie parce que certains de ceux-ci reçoivent un code II (une constatation qui a eu des incidences quant à la façon dont les suicides sont identifiés)<sup>18-23</sup>. Une tendance semblable pourrait influencer l'étude et la déclaration de l'automutilation; autrement dit, comme dans le cas du suicide, la stigmatisation associée à l'automutilation pourrait donner lieu à des profils systématiques d'erreur de classification (les taux de résultats faussement négatifs étant supérieurs aux taux de résultats faussement positifs).

La présente étude s'appuie sur les données des services d'urgence représentatives de la population de

l'Ontario pour examiner la possibilité que certains cas vus aux services d'urgence ayant reçu un code de traumatisme causé de manière indéterminée quant à l'intention (code II) pourraient, en fait, être des cas d'automutilation (AM). En premier lieu, nous quantifions les cas codés II, ainsi que ceux codés AM, selon la méthode ayant causé le traumatisme.

En deuxième lieu, nous effectuons une analyse exploratoire en vue de comparer les épisodes de référence codés II ou AM en ce qui concerne les taux de visites subséquentes à l'urgence pour une automutilation, dans l'ensemble et selon la méthode ayant causé le traumatisme lors de l'épisode de référence.

En troisième lieu, étant donné que les traumatismes par instrument tranchant ou perforant et les empoisonnements représentent la majorité des cas d'automutilation vus aux services d'urgence<sup>3</sup>, nous examinons les facteurs associés à l'attribution d'un code AM plutôt qu'un code II à ces cas. Plus précisément, nous évaluons les effets de la méthode ayant causé le traumatisme, de la gravité de ce dernier et de l'admission à l'hôpital, et nous déterminons aussi s'ils expliquent pourquoi les hommes de moins de 65 ans sont moins susceptibles que leurs homologues féminins de recevoir un code AM<sup>12</sup>. Nous émettons l'hypothèse que le code AM pourrait être attribué plus fréquemment dans les cas très graves, si la létalité est interprétée comme étant intentionnelle, ou parce que l'intensité du contact clinique facilite la détection et la consignation dans le dossier du patient. De même, les cas admis à l'hôpital pourraient recevoir plus fréquemment le code AM, parce que le processus d'admission produit des renseignements cliniques plus détaillés; par exemple, il est plus probable qu'une évaluation psychologique ait lieu<sup>24</sup>. Les analyses tiennent compte des variations entre les hôpitaux quant à l'attribution d'un code AM ou II, celles-ci reflétant des

différences entre les pratiques cliniques<sup>25</sup> et/ou administratives des établissements.

Enfin, nous illustrons l'effet du traitement des cas codés II comme des cas probables d'automutilation sur l'incidence cumulative sur 12 mois et sur le risque relatif (femmes versus hommes) d'automutilation.

## Données et méthodes

Nous avons procédé à une étude de cohorte rétrospective portant sur les données des services d'urgence de l'Ontario extraites du Système national d'information sur les soins ambulatoires (SNISA) pour la période de 12 mois allant du 1<sup>er</sup> avril 2001 au 31 mars 2002. Ces données, codées et saisies à partir du dossier médical après la clôture d'une visite à l'urgence, contiennent des renseignements démographiques et cliniques au sujet de la visite, y compris jusqu'à six codes de diagnostic et deux codes E.

Au cours de la période étudiée, 162 hôpitaux ontariens ont transmis des données complètes, 8 ont transmis des données pour certains mois seulement et 5 n'ont transmis aucune donnée. Tout cas de visite à l'urgence d'un résident de l'Ontario de 12 ans ou plus dont le dossier contenait un code E d'automutilation (CIM-9 : E950 à 959) ou de traumatisme causé de manière indéterminée quant à l'intention (II) (CIM-9 : E980 à 989) a été inclus dans l'échantillon étudié. L'ensemble de données final comprenait n=24 437 visites à l'urgence pour n=20 520 personnes. Les visites multiples d'une même personne ont été repérées à l'aide d'un identificateur anonyme unique. Pour les personnes s'étant présentées plus d'une fois à l'urgence durant la période étudiée, la première visite a été choisie comme épisode de référence.

Les variables qui suivent ont été attribuées à chaque enregistrement : 1) code E, catégorisé hiérarchiquement comme étant AM ou II, 2) méthode ayant causé le traumatisme, catégorisée

hiérarchiquement comme traumatisme par instrument tranchant/perforant (CIM-9 : E956/E986), empoisonnement (médicinal) (CIM-9 : 960-979, E950.0-.5/E980.0-.5), empoisonnement (non médicinal) (CIM-9 : 980-989, E950.6-952/E980.6-982) et autres traumatismes, 3) gravité, selon le niveau de priorité de l'Échelle canadienne de triage et de gravité (ECTG)<sup>26</sup>, catégorisée comme réanimation/très urgent, urgent, ou moins urgent/non urgent, et 4) admission à l'hôpital, catégorisée comme « oui » quand l'enregistrement du SNISA pouvait être relié à un enregistrement d'admission subséquente dans la Base de données sur les congés des patients (DAD) ou « non », 5) âge, catégorisé comme étant de 12 à 17 ans, de 18 à 64 ans ou 65 ans et plus, et 6) sexe. L'information précisant dans quel établissement la visite à l'urgence a eu lieu a également été retenue.

Nous avons calculé les taux de visites subséquentes à l'urgence à cause d'une automutilation pour 100 000 années-personnes, selon la méthode ayant causé le traumatisme et le code E à l'épisode de référence. Les numérateurs étaient les nombres de personnes ayant fait une visite subséquente à l'urgence pour une automutilation (avant la fin du suivi, le 31 mars 2002). Les dénominateurs correspondaient à la somme des années-personnes, calculées de la date du congé du service d'urgence ou de la date du congé de l'hôpital (dans le cas d'une admission) enregistrée pour l'épisode de référence jusqu'à un événement subséquent d'automutilation ou jusqu'à la fin de la période de suivi. Chaque personne a contribué de 0 à 364 jours au dénominateur. Les personnes décédées au moment de l'arrivée au service d'urgence ou pendant l'hospitalisation pour l'épisode de référence ont été exclues de l'analyse (n=161). Les effets ont été estimés à l'aide des ratios des taux (RT) et de leurs intervalles de confiance (IC) à 95 %<sup>27</sup>.

**Tableau 1**  
Taille de l'échantillon étudié, selon la méthode ayant causé le traumatisme et le code E

Méthode ayant causé le traumatisme	Nombre total de cas traités par les services d'urgence de l'Ontario (du 11 avril 2001 au 31 mars 2002)	Code E	
		Automutilation	Intention indéterminée
<b>Total</b>	<b>24 437</b>	<b>15 643</b>	<b>8 794</b>
Instrument tranchant/perforant	3 082	2 786	296
Empoisonnement (médicinal)	15 143	11 212	3 931
Empoisonnement (non médicinal)	1 250	501	749
Autre	4 962	1 144	3 818

**Nota** : Comme certains hôpitaux ontariens n'ont pas transmis leurs données durant la période étudiée, la fréquence réelle est sous-estimée.

**Source** : Système national d'information sur les soins ambulatoires, du 1<sup>er</sup> avril 2001 au 31 mars 2002.

Nous avons analysé par régression logistique multiniveaux le codage AM versus II pour les épisodes de référence comportant un traumatisme par instrument tranchant/perforant ou un empoisonnement. La proportion d'épisodes de référence considérés comme des cas d'automutilation par les établissements variait de 0 % à 100 % (médiane 76,2 %; intervalle interquartile de 62,0 % à 87,5 %), variation dont nous avons tenu compte au moyen d'une ordonnée à l'origine

aléatoire. Dans les modèles, nous avons permis aux effets des variables au niveau individuel de varier d'un hôpital à l'autre (en utilisant des pentes aléatoires). Nous avons estimé les effets au moyen des rapports de cotes (RC) et de leurs IC à 95 %, d'abord pour les modèles non ajustés, puis pour un modèle ajusté qui contenait toutes les variables énumérées.

Nous avons démontré l'effet de diverses définitions de l'automutilation à l'aide d'estimations de l'incidence

**Tableau 2**  
Cas subséquents d'automutilation (AM) dans les dossiers des services d'urgence, selon la méthode ayant causé le traumatisme et le code E au moment de l'épisode de référence, population de 12 ans et plus, Ontario, du 1<sup>er</sup> avril 2001 au 31 mars 2002

Méthode ayant causé le traumatisme	Cas subséquents d'AM						
	Épisode de référence		Nombre	Taux*	Risque relatif	Intervalle de confiance à 95 %	
	Code E	Nombre				de	à
<b>Total</b>	AM	12 394	1 421	24 618,8	3,70	3,27	4,24
	II	7 965	275	6 644,8	1,00	...	...
Instrument tranchant/perforant	AM	1 886	339	40 239,8	2,04	1,42	3,46
	II	233	23	19 773,0	1,00	...	...
Empoisonnement (médicinal)	AM	9 190	976	22 767,8	1,83	1,59	2,14
	II	3 388	207	12 433,6	1,00	...	...
Empoisonnement (non médicinal)	AM	397	34	17 454,7	2,90	1,72	5,28
	II	684	21	6 020,5	1,00	...	...
Autre	AM	921	72	16 071,4	13,45	8,84	22,96
	II	3 660	24	1 194,9	1,00	...	...

\* pour 100 000 années-personnes

... n'ayant pas lieu de figurer

**Nota** : Il signifie que le traumatisme est causé d'une manière « indéterminée » quant à l'intention.

**Source** : Système national d'information sur les soins ambulatoires, du 1<sup>er</sup> avril 2001 au 31 mars 2002.

Tableau 3

**Facteurs associés à l'attribution d'un code d'automutilation (AM) versus un code d'intention indéterminée (II) dans les épisodes de référence comportant un traumatisme par instrument tranchant/perforant ou un empoisonnement dans les dossiers des services d'urgence, population de 12 ans et plus, Ontario, du 1<sup>er</sup> avril 2001 au 31 mars 2002**

	Code E		Code AM versus II					
	AM (nombre)	II (nombre)	Rapport de cotes non corrige	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes non corrige	Intervalle de confiance à 95 %	
				de	à		de	à
<b>Méthode ayant causé le traumatisme</b>								
Instrument tranchant/perforant	1 886	233	2,25*	1,86	2,69	2,55*	2,22	2,91
Empoisonnement (médicinal) <sup>†</sup>	9 190	3 388	1,00	...	...	1,00	...	...
Empoisonnement (non médicinal)	397	684	0,29*	0,24	0,34	0,42*	0,36	0,48
<b>Gravité</b>								
Réanimation/très urgent	4 052	1 272	1,27*	1,17	1,37	1,13*	1,07	1,20
Urgent <sup>†</sup>	6 024	2 240	1,00	...	...	1,00	...	...
Moins urgent/non urgent	1 397	793	0,63*	0,56	0,70	0,65*	0,59	0,72
<b>Admission</b>								
Oui	5 808	1 195	2,29*	2,03	2,60	1,85*	1,67	2,05
Non <sup>†</sup>	5 665	3 110	1,00	...	...	1,00	...	...
<b>Groupe d'âge et sexe</b>								
<b>12 à 17 ans</b>								
Féminin	1 536	445	2,11*	1,76	2,54	1,81*	1,55	2,11
Masculin <sup>†</sup>	368	271	1,00	...	...	1,00	...	...
<b>18 à 64 ans</b>								
Féminin	5 736	1 712	1,47*	1,36	1,59	1,37*	1,28	1,47
Masculin <sup>†</sup>	3 508	1 600	1,00	...	...	1,00	...	...
<b>65 ans et plus</b>								
Féminin	195	169	0,93	0,69	1,26	0,98	0,73	1,32
Masculin <sup>†</sup>	130	108	1,00	...	...	1,00	...	...

<sup>†</sup> catégorie de référence

\* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p < 0,05)

... n'ayant pas lieu de figurer

Source : Système national d'information sur les soins ambulatoires, du 1<sup>er</sup> avril 2001 au 31 mars 2002.

cumulative sur 12 mois selon l'âge et le sexe. Les numérateurs étaient les nombres de personnes identifiées comme s'étant présentées au service d'urgence à cause d'une automutilation durant la période étudiée, déterminés en se basant sur trois définitions de l'automutilation. Chaque définition comprenait les enregistrements codés AM, mais le traitement des cas codés II différait. La définition 1 (AM1) excluait entièrement les cas de visites à l'urgence codés II. La définition 2 (AM2) incluait les cas de visites à l'urgence codés II s'ils correspondaient à un traumatisme par instrument tranchant/perforant ou un empoisonnement. La définition 3 (AM3) incluait tous les cas de visites à l'urgence

codés II, indépendamment de la méthode ayant causé le traumatisme. Les dénominateurs étaient les estimations démographiques selon l'âge et le sexe pour l'Ontario, fondées sur les estimations du Recensement de 2001.

Nous avons exécuté les analyses en SAS<sup>28</sup>, sauf dans le cas des modèles multiniveaux, pour lesquels nous nous sommes servis du logiciel HLM<sup>29</sup>. L'étude a été approuvée par les comités d'éthique de la recherche de l'hôpital St Michael et du Sunnybrook Health Sciences Centre.

## Résultats

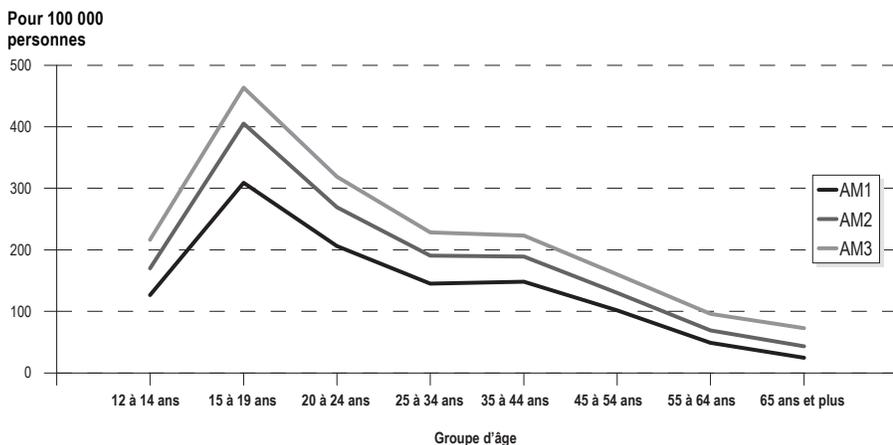
Le tableau 1 donne le nombre total de visites aux services d'urgence de

l'Ontario dans l'échantillon étudié, selon la méthode ayant causé le traumatisme et le code E. Dans l'ensemble, pour deux visites à l'urgence codées AM, une visite était codée II. Cependant, ce ratio variait selon la méthode ayant causé le traumatisme. Pour les visites à la suite d'un empoisonnement non médicinal ou d'autres traumatismes, les codes II étaient plus nombreux que les codes AM.

Le tableau 2 donne le taux de visites subséquentes à l'urgence à cause d'une automutilation pour les épisodes de référence codés AM ou II, selon le code E et selon la méthode ayant causé le traumatisme au moment de l'épisode de référence. Parmi les cas dont l'épisode de référence était codé AM, le taux le plus élevé de visites subséquentes à l'urgence à la suite d'une automutilation s'observe quand l'épisode de référence comportait un traumatisme par instrument tranchant/perforant. Les taux de visites subséquentes à l'urgence à la suite d'une automutilation étaient plus faibles pour les épisodes de référence appartenant aux autres catégories (empoisonnement médicinal, empoisonnement non médicinal et autres traumatismes), et les écarts entre ces taux étaient moins prononcés. Inversement, chez les personnes dont l'épisode de référence avait reçu le code II, le taux de visites subséquentes à l'urgence à la suite d'une automutilation variait davantage — le taux était près de dix fois plus élevé dans le cas des épisodes de référence comportant un traumatisme par instrument tranchant/perforant ou un empoisonnement que pour les autres traumatismes [(RT (IC à 95 %) : 9,86 (6,86, 16,55)].

Quelle que soit la méthode ayant causé le traumatisme, le taux de visites subséquentes à l'urgence à la suite d'une automutilation était plus élevé si l'épisode de référence avait été codé AM plutôt que II. Dans l'ensemble, ce taux était près de quatre fois plus élevé pour les personnes dont l'épisode de référence était codé AM que pour

**Figure 1**  
Incidence cumulative sur 12 mois (pour 100 000 personnes) de l'automutilation (AM) dans les dossiers des services d'urgence sous diverses définitions, selon le groupe d'âge, population de 12 ans et plus, Ontario, du 1<sup>er</sup> avril 2001 au 31 mars 2002



**Nota :** Comme certains hôpitaux ontariens n'ont pas transmis leurs données durant la période étudiée, l'incidence réelle est sous-estimée. AM1 ne comprend pas les cas vus à l'urgence dont la cause est indéterminée quant à l'intention. AM2 comprend les cas dont la cause est indéterminée quant à l'intention s'il s'agit d'un traumatisme par instrument tranchant/perforant ou d'un empoisonnement. AM3 comprend les cas dont la cause est indéterminée quant à l'intention, indépendamment de la méthode ayant causé le traumatisme.

**Source :** Système national d'information sur les soins ambulatoires, du 1<sup>er</sup> avril 2001 au 31 mars 2002.

**Tableau 4**  
Risque relatif (femmes versus hommes) d'automutilation (AM) dans les dossiers des services d'urgence sous diverses définitions, selon le groupe d'âge, population de 12 ans et plus, Ontario, du 1<sup>er</sup> avril 2001 au 31 mars 2002

Groupe d'âge	AM1			AM2			AM3		
	Risque relatif	Intervalle de confiance à 95 %		Risque relatif	Intervalle de confiance à 95 %		Risque relatif	Intervalle de confiance à 95 %	
		de	à		de	à		de	à
<b>Total</b>	<b>1,60</b>	<b>1,54</b>	<b>1,66</b>	<b>1,46</b>	<b>1,42</b>	<b>1,51</b>	<b>1,27</b>	<b>1,23</b>	<b>1,30</b>
12 à 17 ans	3,32	3,01	3,66	2,76	2,54	2,99	2,12	1,98	2,28
18 à 64 ans	1,48	1,42	1,54	1,36	1,32	1,41	1,19	1,16	1,23
65 ans et plus	1,01	0,82	1,25	1,07	0,92	1,25	1,13	1,00	1,28

**Nota :** AM1 ne comprend pas les cas vus à l'urgence dont la cause est indéterminée quant à l'intention. AM2 comprend les cas dont la cause est indéterminée quant à l'intention s'il s'agit d'un traumatisme par instrument tranchant/perforant ou d'un empoisonnement. AM3 comprend les cas dont la cause est indéterminée quant à l'intention, indépendamment de la méthode ayant causé le traumatisme.

**Source :** Système national d'information sur les soins ambulatoires, du 1<sup>er</sup> avril 2001 au 31 mars 2002.

celles dont l'épisode de référence était codé II. L'écart était nettement moins prononcé pour celles dont l'épisode de référence comportait un traumatisme par instrument tranchant/perforant ou un empoisonnement que pour celles pour lesquelles il s'agissait d'autres traumatismes [RT (IC à 95 %) : 2,15 (1,89, 2,48) contre 13,45 (8,84, 22,96)].

Le tableau 3 donne les facteurs associés à l'attribution d'un code AM plutôt que II pour les épisodes de référence comportant un traumatisme par instrument tranchant/perforant ou un empoisonnement. Comme nous l'avions supposé, la méthode ayant causé le traumatisme, la gravité du traumatisme et l'admission à l'hôpital

sont des facteurs qui sont tous associés de manière significative à l'attribution d'un code AM par opposition à II. Néanmoins, les effets combinés de ces facteurs n'expliquent pas entièrement les différences selon le sexe observées chez les personnes de moins de 65 ans.

La figure 1 illustre l'effet des différentes définitions de l'automutilation sur les estimations de l'incidence cumulative sur 12 mois des visites aux services d'urgence à la suite d'une automutilation. Dans l'ensemble, les estimations étaient de 127,3 pour 100 000 personnes (AM1), 167,7 pour 100 000 personnes (AM2) et 203,9 pour 100 000 personnes (AM3) (données non présentées). Comparativement à la définition classique de l'automutilation (AM1), les définitions AM2 et AM3 représentent un accroissement de 32 % et de 60 %, respectivement. Néanmoins, la forme de la courbe demeure généralement la même. Sous chaque définition, les taux de visites à l'urgence à la suite d'une automutilation passent par un sommet chez les 15 à 19 ans, puis diminuent aux âges plus avancés.

Le tableau 4 illustre l'effet des diverses définitions sur le risque relatif de visite à l'urgence à la suite d'une automutilation chez les femmes comparativement aux hommes. Les définitions AM2 et AM3 atténuent les différences entre les hommes et les femmes, mais l'effet le plus prononcé s'observe pour le groupe des 12 à 17 ans.

## Discussion

La présente étude, fondée sur un grand échantillon représentatif de la population de l'Ontario, consiste à dégager des données des services d'urgence les cas dont le code E (cause extérieure de traumatisme) correspond à une automutilation (AM) comparativement à une cause indéterminée quant à l'intention (II). Les résultats corroborent et étoffent ceux d'études antérieures limitées à un seul hôpital et axées sur les cas hospitalisés. Les résultats mettent en relief le nombre considérable de

## *Ce que l'on sait déjà sur le sujet*

- La surveillance de l'automutilation (AM) est une composante des stratégies de prévention du suicide.
- Les données des services d'urgence offrent des renseignements sur l'automutilation plus représentatifs que les données sur les admissions à l'hôpital.
- La question de savoir si les données des services d'urgence sous-estiment encore la prévalence de l'automutilation, plus précisément, si certains dossiers des services d'urgence contenant le code d'intention indéterminée (II) représentent en fait des cas d'automutilation reste à éclaircir. Ce genre de tendance aurait des incidences en ce qui concerne la prévention de l'automutilation et du suicide, la recherche en la matière et la déclaration des cas.

## *Ce qu'apporte l'étude*

- Certains cas traités à l'urgence auxquels est attribué un code II présentent vraisemblablement des cas d'automutilation, particulièrement ceux comportant un traumatisme par instrument tranchant/perforant ou un empoisonnement.
- Parmi les cas traités comportant un traumatisme par instrument tranchant/perforant ou un empoisonnement, les effets de la méthode ayant causé le traumatisme, de la gravité du traumatisme et de l'admission à l'hôpital n'expliquent pas entièrement pourquoi un code AM (plutôt qu'un code II) est attribué moins souvent aux hommes de moins de 65 ans qu'à leurs homologues féminins.
- Traiter les cas examinés à l'urgence codés II comme des cas probables d'automutilation accroît les estimations de la prévalence de l'automutilation d'une proportion allant jusqu'à 60 % et atténue les écarts entre les hommes et les femmes, ce dernier effet étant le plus prononcé chez les jeunes.

cas examinés à l'urgence pour un traumatisme ou un empoisonnement codés II, lesquels, comparativement aux cas codés AM, sont beaucoup plus fréquents dans les données des services d'urgence que dans celles relatives aux admissions à l'hôpital. À l'échelle du Canada, les données sur les admissions à l'hôpital contiennent cinq fois plus d'enregistrements codés AM que d'enregistrements codés II<sup>30,31</sup>; par contre, dans les données des services d'urgence de l'Ontario sur lesquelles se fonde la présente analyse, le ratio était de deux pour un.

La présente étude donne à penser que les données administratives des services d'urgence de l'Ontario sous-estiment la prévalence de l'automutilation, parce que certains cas de visite à l'urgence auxquels est attribué un code II, surtout ceux de traumatisme par objet tranchant/perforant ou d'empoisonnement, constituent vraisemblablement des cas d'automutilation. Cette observation est fondée sur la tendance concernant les visites subséquentes à l'urgence pour une automutilation. En particulier, le taux de visites subséquentes pour une automutilation parmi les personnes dont l'épisode de référence était codé II était près de dix fois plus élevé pour les cas de traumatisme par instrument tranchant/perforant ou d'empoisonnement que pour les cas d'autre traumatisme. En outre, l'écart entre les taux de visites subséquentes dues à une automutilation pour les épisodes de référence codés AM et II diminue quand ces épisodes correspondent à un traumatisme par instrument tranchant/perforant ou à un empoisonnement.

Une analyse limitée aux cas de visite à l'urgence pour un traumatisme par instrument tranchant/perforant ou un empoisonnement révèle que le traumatisme par instrument tranchant/perforant, le niveau élevé de gravité et l'admission à l'hôpital sont des facteurs qui sont chacun associés à l'attribution d'un code AM plutôt qu'un code II. Ces résultats appuient nos hypothèses selon lesquelles la létalité

est peut-être interprétée comme une indication d'acte délibéré et le processus d'admission à l'hôpital facilite peut-être la détection de ces actes délibérés. Cependant, les effets combinés de la méthode ayant causé le traumatisme, de la gravité du traumatisme et de l'admission à l'hôpital ne permettent pas d'expliquer pourquoi, comparativement à leurs homologues féminins, les hommes de moins de 65 ans reçoivent moins souvent un code AM.

Quand les cas vus par les services d'urgence ayant reçu un code II sont traités comme des cas probables d'automutilation, l'estimation de l'incidence cumulative sur 12 mois de l'automutilation augmente de 60 %. Sous une définition plus modérée ne comprenant que les cas codés II relatifs à un traumatisme par instrument tranchant/perforant ou un empoisonnement, le taux augmente de 32 %. Les deux définitions de rechange atténuent l'écart entre les taux d'automutilation chez les hommes et chez les femmes, particulièrement parmi les jeunes.

## **Limites**

Plusieurs limites doivent être prises en compte pour interpréter ces résultats.

En premier lieu, comme les données provenant des services d'urgence ne sont pas complètes pour la période antérieure à celle de l'étude (2001-2002), la cohorte n'a pas pu être créée à partir de la toute première visite au service d'urgence codée AM ou II. Par conséquent, l'échantillon comprend un nombre important, mais indéterminé, de personnes ayant des antécédents de visites au service d'urgence pour une automutilation. Ces antécédents pourraient avoir une incidence sur le risque de visites subséquentes à l'urgence pour une automutilation ainsi que sur l'attribution du code AM comparativement à II, de même que sur l'association avec les autres variables examinées dans la présente analyse.

En deuxième lieu, l'analyse des visites subséquentes à l'urgence pour une

automutilation ne tient pas compte de la censure. Autrement dit, les personnes qui sont décédées ou qui ont quitté la province après l'épisode de référence (mais avant la fin du suivi) n'ont pas été exclues du calcul du nombre d'années-personnes figurant au dénominateur (après l'événement de censure). Cette omission a pour effet de surestimer le dénominateur, donc, de sous-estimer les taux de visites subséquentes pour une automutilation. Toutefois, étant donné la brièveté du suivi (moins d'un an), cette censure n'a vraisemblablement pas une forte incidence sur les résultats.

En troisième lieu, l'analyse n'inclut pas les traumatismes et les empoisonnements dont le code de la cause est « accidentel ». Même s'il paraît plus vraisemblable que les cas soupçonnés d'automutilation soient codés II, étant donné le grand nombre de cas de traumatisme et d'empoisonnement accidentels qui se présentent à l'urgence<sup>32</sup>, ceux-ci pourraient en fait comprendre un nombre absolu élevé de cas non identifiés d'automutilation.

En quatrième lieu, afin de maintenir la spécificité de la mesure du résultat, les cas de visites à l'urgence codés II n'ont pas été inclus dans la définition des cas de visites subséquentes à l'urgence pour une automutilation, malgré la constatation qu'il pourrait en être ainsi de certains d'entre eux.

En cinquième lieu, en l'absence d'une norme d'or pour déterminer l'automutilation, il n'a pas été possible d'établir directement la validité des données. Rhodes et ses collègues ont procédé à une étude de fiabilité interévaluateurs, ainsi qu'à une analyse en classes latentes, pour un échantillon de cas d'autoempoisonnement admis dans un seul hôpital<sup>12</sup>, mais ces méthodes ont été considérées comme dépassant le cadre de la présente étude, étant donné les aspects logistiques de leur répétition sur un aussi grand ensemble de données.

Enfin, les données administratives ne reflètent pas entièrement le fardeau

de l'automutilation dans la collectivité. Ainsi, selon une étude menée au Royaume-Uni, 6,9 % d'élèves de 15 et 16 ans ont déclaré s'être automutilés l'année qui a précédé l'étude, mais seulement un sur huit s'était présenté à l'hôpital<sup>33</sup>.

### Conclusion

Des études antérieures ont laissé entendre que certains enregistrements d'hospitalisation à la suite d'un traumatisme ou d'un empoisonnement contenant un code d'intention indéterminée (II) pourraient, en fait, être des cas d'automutilation (AM). Au moyen de données provenant des services d'urgence de l'Ontario, qui constituent une source plus représentative d'information sur l'automutilation, nous avons découvert que cette observation s'applique le plus vraisemblablement aux cas de visite à l'urgence à la suite d'un traumatisme par instrument tranchant/perforant ou d'un empoisonnement.

Les résultats de l'étude donnent à penser que traiter les cas de visite au service d'urgence codés II comme des cas probables d'automutilation est une démarche appropriée en ce qui concerne la recherche sur l'automutilation et la déclaration des cas. Cependant, afin de maintenir la spécificité (réduire au minimum les résultats faussement positifs), il est conseillé de repérer les cas de visite à l'urgence codés II relatifs à un traumatisme par instrument tranchant/perforant ou un empoisonnement.

Cependant, ces mesures ne résolvent pas le problème sous-jacent, c'est-à-dire la mesure dans laquelle les codes E de cause extérieure correspondant à une intention indéterminée (II) figurent dans les données des services d'urgence. Kaida et ses collègues offrent une discussion approfondie des stratégies adoptées par les services d'urgence en vue d'améliorer les données de surveillance des traumatismes<sup>14</sup>. De même, à la lumière des variations de la qualité des données relatives au code E selon la sphère de compétence, les

Centers for Disease Control and Prevention des États-Unis ont recommandé dans un rapport récent d'améliorer les données au niveau de l'État grâce à des stratégies touchant à la communication entre les intervenants, la qualité des données et l'utilité de ces dernières pour la surveillance des traumatismes et les activités de prévention<sup>34</sup>.

L'Association canadienne pour la prévention du suicide a élaboré un plan détaillé pour une stratégie canadienne de prévention du suicide qui, conformément aux stratégies internationales<sup>35-37</sup>, comprend une composante de surveillance. L'utilisation des sources existantes de données, notamment les dossiers des services d'urgence, représentent à cet égard une option éventuelle. L'utilisation de ces sources au lieu d'établir des systèmes spécialisés de surveillance de l'automutilation<sup>38</sup> a notamment pour avantages d'être peu coûteuse et d'offrir une couverture temporelle et géographique complète. Cependant, à l'heure actuelle, le Canada n'est pas doté d'un système national de données des services d'urgence. Le Système national d'information sur les soins ambulatoires (SNISA), dont ont été extraites les données étudiées ici, constitue une occasion de communiquer des statistiques nationales, mais le faible taux de participation a été cité comme une limite<sup>39</sup>. En 2006-2007, la transmission des données des services d'urgence au SNISA était obligatoire en Ontario et la collecte de ces données était effectuée par certains établissements de la Colombie-Britannique, du Yukon, de l'Île-du-Prince-Édouard et de la Nouvelle-Écosse<sup>40</sup>. Au moins une autre province (Alberta) tient à jour des données sur les services d'urgence qui peuvent être utilisées pour l'étude et la déclaration des cas d'automutilation<sup>4</sup>.

Si les incidences des résultats de la présente analyse sont spéculatives sur le plan clinique, elles sont plus robustes en ce qui concerne l'étude et la déclaration des cas d'automutilation.

Le fait de traiter les cas de visite à l'urgence codés II comme des cas probables d'automutilation accroît l'incidence cumulative sur 12 mois. En outre, cette démarche a des incidences en ce qui concerne l'étude des différences entre les hommes et les femmes, particulièrement chez les jeunes. ■

### Financement

Les travaux de Mme Bethell sont financés par une bourse de stagiaire de recherche de la Fondation ontarienne de la santé mentale. Les travaux de Mme Rhodes (Ph.D) sont financés par une bourse de carrière en recherche du ministère ontarien de la Santé et des Soins de longue durée (MOSSLD).

Cette bourse a été financée par les Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC), MOP68971. Les

données ont été consultées par l'entremise de l'Institut de recherche en services de santé (IRSS). Les opinions, résultats et conclusions exposés dans le présent article n'engagent que les auteures et sont indépendants des sources de financement. Ils ne sont pas sanctionnés par les IRSC, l'IRSS ni le MOSSLD, et la sanction de ces organismes ne doit pas être inférée.

## Références

- World Health Organization= Organisation mondiale de la santé, Suicide prevention, [page Web], Geneva, WHO, disponible à l'adresse [http://www.who.int/mental\\_health/prevention/suicide/suicideprevent/en/](http://www.who.int/mental_health/prevention/suicide/suicideprevent/en/) (consultée le 12 janvier 2008).
- Causes externes de morbidité et de mortalité (V01 à Y89) [base de données en ligne], Ottawa, Statistique Canada, disponible à l'adresse <http://www.statcan.gc.ca/pub/84-208-x/2007001/4067451-fra.htm#20> (consultée le 8 janvier 2008).
- K. Hawton, H. Bergen, D. Casey *et al.*, « Self-harm in England: a tale of three cities. Multicentre study of self-harm », *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 42(7), 2007, p. 513-521.
- I. Colman, N. Yiannakoulis, D. Schopflocher *et al.*, « Population-based study of medically treated self-inflicted injuries », *Canadian Journal of Emergency Medical Care*, 6(5), 2004, p. 313-320.
- K. Hawton, D. Zahl et R. Weatherall, « Suicide following deliberate self-harm: long-term follow-up of patients who presented to a general hospital », *The British Journal of Psychiatry*, 182, 2003, p. 537-542.
- D. Owens, J. Horrocks et A. House, « Fatal and non-fatal repetition of self-harm. Systematic review », *The British Journal of Psychiatry*, 181, 2002, p. 193-199. Review.
- Le Comité sénatorial permanent des affaires sociales, des sciences et de la technologie, *De l'ombre à la lumière : La transformation des services concernant la santé mentale, la maladie mentale et la toxicomanie au Canada*, Ottawa, Le Sénat, Canada, 2006.
- Alliance canadienne pour la maladie mentale et la santé mentale, *Cadre d'action sur la maladie mentale et la santé mentale*, Ottawa, 2006.
- Institut canadien d'information sur la santé, *Le Projet des indicateurs de la santé : les cinq prochaines années, Rapport de la deuxième Conférence consensuelle sur les indicateurs de la santé de la population*, Ottawa, 2005.
- Canadian Association for Suicide Prevention=L'association canadienne pour la prévention du suicide, *The CASP Blueprint for a Canadian National Suicide Prevention Strategy*, Edmonton, Canadian Association for Suicide Prevention, 2004.
- A.E. Rhodes, J. Bethell, J. Spence *et al.*, « Age-sex differences in medicinal self-poisonings: A population-based study of deliberate intent and medical severity », *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 43(8), 2008, p. 642-652.
- A.E. Rhodes, P.S. Links, D.L. Streiner *et al.*, « Do hospital E-codes consistently capture suicidal behaviour? », *Chronic Diseases in Canada*, 23(4), 2002, p. 139-145.
- K.R. Conner, J. Langley, K.J. Tomaszewski et Y. Conwell, « Injury hospitalization and risks for subsequent self-injury and suicide: a national study from New Zealand », *American Journal of Public Health*, 93(7), 2003, p. 1128-1131.
- A.K. Kaida, J. Marko, B. Hagel *et al.*, « Unspecified falls among youth: predictors of coding specificity in the emergency department », *Injury Prevention*, 12(5), 2006, p. 302-307.
- S. Langlois et P. Morrison, « Suicides et tentatives de suicide », *Rapports sur la santé*, 13(2), 2002, p. 9-25 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- Institut canadien d'information sur la santé, *Bulletin analytique du Registre national des traumatismes, Hospitalisations pour tentatives de suicide et blessures auto-infligées au Canada 2000-2001*, Ottawa, 2004.
- A.E. Donaldson, G.Y. Larsen, L. Fullerton-Gleason et L.M. Olson, « Classifying undetermined poisoning deaths », *Injury Prevention*, 12(5), 2006, p. 338-343.
- P. Allebeck, C. Allgulander, L. Henningsohn et S.W. Jakobsson, « Causes of death in a cohort of 50,465 young men—validity of recorded suicide as underlying cause of death », *Scandinavian Journal of Social Medicine*, 19(4), 1991, p. 242-247.

**Repérer les cas d'automutilation dans les données des services d'urgence • Coup d'œil méthodologique**

19. J.R. Carr, C.W. Hoge, J. Gardner et R. Potter, « Suicide surveillance in the U.S. Military—reporting and classification biases in rate calculations », *Suicide and Life-threatening Behavior*, 34(3), 2004, p. 233-241.
20. A. Ohberg et J. Lonnqvist, « Suicides hidden among undetermined deaths », *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 98(3), 1998, p. 214-218.
21. L. Biddle, A. Brock, S.T. Brookes et D. Gunnell, « Suicide rates in young men in England and Wales in the 21st century: time trend study », *British Medical Journal*, 336(7643), 2008, p. 539-542.
22. D. Owens, C. Wood, D.C. Greenwood *et al.*, « Mortality and suicide after non-fatal self-poisoning: 16-year outcome study », *British Journal of Psychiatry*, 187, 2005, p. 470-475.
23. Office for National Statistics, Suicides [écran Web, mis à jour le 25 janvier 2008], Newport, Office for National Statistics, disponible à l'adresse <http://www.statistics.gov.uk/CCI/nugget.asp?ID=1092&Pos=6&ColRank=2&Rank=1000> (consulté le 30 janvier 2008).
24. N. Kapur, E. Murphy, J. Cooper *et al.*, « Psychosocial assessment following self-harm: Results from the Multi-Centre Monitoring of Self-Harm Project », *Journal of Affective Disorders*, 106(3), 2008, p. 285-293.
25. O. Bennewith, D. Gunnell, T. Peters *et al.*, « Variations in the hospital management of self harm in adults in England: observational study », *British Medical Journal*, 328(7448), 2004, p. 1108-1109.
26. R. Beveridge, J. Ducharme, L. Janes, S. Beaulieu et S. Walter, « Reliability of the Canadian emergency department triage and acuity scale: interrater agreement », *Annals of Emergency Medicine*, 34(2), 1999, p. 155-159.
27. F. Ederer et N. Mantel, « Confidence limits on the ratio of two Poisson variables », *American Journal of Epidemiology*, 100(3), 1974, p. 165-167.
28. SAS Institute Inc. SAS, Version 9.1. Carey, North Carolina, SAS Institute Inc., 2002.
29. S. Radenbush et A. Bryk, *Hierarchical Linear Models. Applications and Data Analysis*, Thousand Oaks, California, Sage Publications, 2002.
30. Canadian Institute for Health Information=Institut canadien d'information sur la santé, *National Trauma Registry Analytic Bulletin, Poisoning Injury Hospitalizations in Canada, 1999/2000*, Ottawa, 2002.
31. Canadian Institute for Health Information=Institut canadien d'information sur la santé, *National Trauma Registry, 2004 Report, Injury Hospitalizations* (includes 2001–2002 data), Ottawa, 2004.
32. E.W. Nawar, R.W. Niska et J. Xu, « National Hospital Ambulatory Medical Care Survey: 2005 emergency department summary », *Advance Data*, 29(386), 2007, p. 1-32.
33. K. Hawton, K. Rodham, E. Evans et R. Weatherall, « Deliberate self harm in adolescents: self report survey in schools in England », *British Medical Journal*, 325(7374), 2002, p. 1207-1211.
34. J.L. Annett, L.A. Fingerhut, S.S. Gallagher *et al.*, « Strategies to improve external cause-of-injury coding in state-based hospital discharge and emergency department data systems: recommendations of the CDC Workgroup for Improvement of External Cause-of-Injury Coding », *Morbidity and Mortality Weekly Report. Recommendations and Reports*, 57(RR-1), 2008, p. 1-15.
35. Department of Health, *National Suicide Strategy for England*, London, England, Department of Health, 2002.
36. Department of Health and Human Services, US Public Health Service, *The Surgeon General's Call To Action To Prevent Suicide*, Washington DC, US Public Health Service, 1999.
37. Scottish Executive, *Choose Life, A National Strategy and Action Plan to Prevent Suicide in Scotland*, Edinburgh, Scotland, Scottish Executive, 2002.
38. K. Hawton, L. Bale, D. Casey *et al.*, « Monitoring deliberate self-harm presentations to general hospitals », *Crisis*, 27(4), 2006, p. 157-163.
39. B.H. Rowe, K. Bond, M.B. Ospina, S. Blitz, M. Schull, D. Sinclair *et al.*, « Data collection on patients in emergency departments in Canada », *Canadian Journal of Emergency Medical Care*, 8(6), 2006, p. 417-424.
40. Institut canadien d'information sur la santé, *Sommaire : Documentation de base et limites générales des données, Système national d'information sur les soins ambulatoires (SNISA), Exercice 2006–2007*, Ottawa, 2007.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À  
**[www.statcan.ca](http://www.statcan.ca)**



# Validation des catégories d'incapacité dérivées des scores du Health Utilities Index Mark 3

par Yan Feng, Julie Bernier, Cameron McIntosh et Heather Orpana

## Résumé

### Objectifs

Établir la preuve empirique de la validité des catégories d'incapacité dérivées des scores d'état de santé global du Health Utilities Index Mark III (HUI3) qui suivent : *nulle* (1,00), *légère* (0,89 à 0,99), *modérée* (0,70 à 0,88) et *grave* (moins de 0,70).

### Données et méthodes

Les données analysées proviennent de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2005 (cycle 3.1). Des distributions de fréquence, des rapports de vraisemblance par strate et des régressions multinomiales ont été utilisés pour examiner la relation entre les indicateurs de la santé et les catégories d'incapacité de l'HUI3.

### Résultats

Les personnes qui déclarent des problèmes de santé chroniques, des limitations des activités et une santé (générale et mentale) passable/mauvaise sont plus susceptibles que les autres d'appartenir aux catégories d'incapacité modérée ou grave. Celles dont les résultats pour les indicateurs de la santé sont plus positifs ont tendance à être classées dans les catégories d'incapacité légère ou nulle. Les rapports de vraisemblance par strate augmentent de manière monotone avec le niveau de gravité de l'incapacité. Comparativement aux personnes dont les caractéristiques de l'état de santé sont positives, celles dont ces caractéristiques sont négatives obtiennent les plus hautes cotes exprimant le risque de faire partie de la catégorie d'incapacité grave plutôt que d'incapacité nulle.

### Interprétation

L'étude représente une première contribution à la base de données prouvant la validité des catégories d'incapacité de l'HUI3 proposées. Ces catégories bénéficient d'un bon support empirique et seront vraisemblablement utiles pour évaluer les niveaux d'incapacité.

### Mots-clés

Activités de la vie quotidienne, maladie chronique, indicateurs de l'état de santé, enquêtes sur la santé.

### Auteurs

Yan Feng (613-951-0712; Yan.Feng@statcan.gc.ca) est au service de la Division de la statistique du revenu et Julie Bernier (613-951-4556; Julie.Bernier@statcan.gc.ca), Cameron McIntosh (613-951-3725; Cameron.McIntosh@statcan.gc.ca) et Heather Orpana (613-951-1650; Heather.Orpana@statcan.gc.ca) font partie de la Division de l'analyse de la santé, Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

L'état de santé fonctionnel et la qualité de vie liée à la santé sont des résultats importants dans divers contextes de recherche, tels que les études de population<sup>1</sup>, les essais cliniques<sup>2</sup> et l'évaluation des programmes de soins de santé<sup>3</sup>. L'un des principaux instruments utilisés pour les mesurer est le Health Utilities Index Mark III (HUI3)<sup>4,5</sup>.

Le HUI3 décrit l'état de santé fonctionnel d'une personne en se basant sur huit attributs fondamentaux, à savoir la vision, l'ouïe, la parole, la mobilité, la dextérité, l'émotion, la cognition et la douleur. Chaque attribut comporte cinq ou six niveaux qui varient d'un fonctionnement normal à un fonctionnement gravement limité (ou entièrement absent). Par exemple, pour la mobilité, les niveaux varient de 1 (« capable de circuler dans le quartier sans difficulté, et sans appareil d'aide du tout ») à 6 (« ne peut pas marcher »). Un algorithme de détermination du score multi-attributs synthétise l'information descriptive en un score d'état de santé global unique, qui varie de -0,36 (le pire état de santé) à 1,00 (parfaite santé), en passant par 0,00 (décès)<sup>6</sup>. Une foule de données empiriques témoignent de la grande fiabilité et de la grande validité du système HUI3<sup>5,7</sup>, et démontrent qu'il convient particulièrement bien pour

saisir l'effet de la maladie sur la qualité de vie liée à la santé dans les enquêtes sur les populations<sup>8-13</sup>.

Une alternative à l'utilisation des scores d'état de santé global HUI3 comme indices continus consiste à les grouper en *catégories d'incapacité* en se fondant sur un système préalablement établi de classification de l'incapacité en fonction des niveaux fonctionnels dans chaque attribut<sup>14,15</sup> (tableau 1). Cette approche, qui a été utilisée dans un certain nombre d'études récentes<sup>16-18</sup>, offre plusieurs avantages pratiques comparativement aux scores d'état de santé continus. En premier lieu, la description de la santé au moyen d'un nombre limité de catégories pourrait être plus compréhensible que des valeurs variant de -0,36 à 1,00. L'utilisation d'un nombre limité de catégories facilite la mesure, la surveillance et la comparaison de la santé de divers sous-groupes cliniques et de population en permettant d'examiner les écarts

**Tableau 1**  
**Définition des catégories d'incapacité du Health Utilities Index Mark III (HUI3) basées sur les scores globaux d'état de santé**

Catégorie	Fourchette de scores	Description
Catégorie 1 : Incapacité nulle	1,00	Incapacité nulle ou santé parfaite dans laquelle tous les attributs (dimensions ou domaines) de l'état de santé sont à leur niveau fonctionnel le plus élevé.
Catégorie 2 : Incapacité légère	0,89 à 0,99	Incapacité légère dans laquelle au moins un attribut se trouve à un niveau fonctionnel réduit qui peut être corrigé facilement et/ou qui n'empêche aucune activité.
Catégorie 3 : Incapacité modérée	0,70 à 0,88	Incapacité modérée dans laquelle au moins un attribut est à un niveau fonctionnel réduit qui ne peut pas être corrigé et (ou) qui empêche certaines activités.
Catégorie 4 : Incapacité grave	Moins que 0,70	Incapacité grave dans laquelle au moins un attribut est à un niveau fonctionnel réduit qui ne peut pas être corrigé et qui empêche de nombreuses activités.

**Nota** : L'incapacité modérée peut aussi décrire des états caractérisés par trois attributs à un niveau fonctionnel réduit (niveau 2). L'incapacité grave peut être représentée par des états caractérisés par quatre attributs à un niveau fonctionnel réduit (niveau 2).

**Source** : Adapté avec autorisation de : Feeny D. Furlong W. Health Utilities Index Mark 2 (HUI2) et Mark 3 (HUI3) disability categories for single and multi-attribute utility scores<sup>15</sup>.

entre les proportions d'individus dans chaque catégorie, ainsi que les variations temporelles de ces proportions.

En deuxième lieu, les catégories pourraient faciliter la construction de modèles statistiques des déterminants de l'incapacité. Les scores d'état de santé continus produits par l'HUI3 sont généralement très asymétriques, particulièrement quand les données proviennent d'enquêtes auprès de l'ensemble d'une population, parce qu'une forte proportion de personnes déclarent une santé parfaite ou presque parfaite, ce qui compromet les méthodes classiques de modélisation linéaire qui s'appuient sur l'hypothèse que les termes d'erreurs suivent une loi normale (p. ex. régression linéaire multiple<sup>19</sup>). Par contre, les méthodes de modélisation catégoriques, telles que la régression logistique multinomiale, sont applicables aux catégories d'incapacité de l'HUI3 proposées, ce qui permet de relâcher un grand nombre d'hypothèses restrictives et de produire des résultats plus faciles à interpréter en ce qui concerne les probabilités prévues

d'appartenance à un groupe et les rapports de cotes.

Malgré leur attrait intuitif et pratique, les catégories d'incapacité de l'HUI3 n'ont pas été validées formellement par des méthodes statistiques rigoureuses. Elles ont plutôt été appliquées sous l'hypothèse qu'elles représentent, théoriquement et empiriquement, des niveaux distincts d'incapacité. Bien que la validité apparente des divers profils d'état de santé fonctionnel qui sous-tendent chaque catégorie d'incapacité semble être raisonnable<sup>14</sup>, l'approche est essentiellement arbitraire. Si les catégories doivent être appliquées dans des études cliniques et des études de population, et éventuellement faciliter les décisions quant à l'affectation des ressources de santé aux programmes de traitement et d'intervention, il importe d'examiner systématiquement leur performance en ce qui concerne la représentation significative de niveaux d'incapacité distincts. L'objectif de la présente étude est de fournir des preuves empiriques de la validité des

catégories d'incapacité de l'HUI3 au moyen de données recueillies auprès d'un échantillon représentatif de la population canadienne.

## Méthodes

### Source des données

Les données proviennent de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2005 (cycle 3.1)<sup>20</sup>. Lancée en 2000, l'ESCC est une enquête permanente, transversale, conçue pour recueillir des renseignements sur l'état de santé, les déterminants de l'état de santé et l'utilisation des services de santé<sup>21</sup>. Elle est représentative de la population canadienne à domicile de 12 ans et plus de toutes les provinces et de tous les territoires. Ne font pas partie du champ d'observation les résidents des réserves indiennes, des bases des Forces canadiennes et de certaines régions éloignées. Le taux de réponse global au cycle 3.1 était de 79 %. La présente étude s'appuie sur le sous-échantillon 1 de répondants auxquels toutes les questions de l'HUI3 ont été posées. L'analyse est limitée à ceux de 18 ans et plus ( $N=29\ 108$ ).

### Variabes de l'analyse

La variable HUI3 continue a été recodée en quatre catégories. Les personnes ayant un score de 1,00 ont été considérées comme ayant une incapacité *nulle*. Les scores variant de 0,89 à 0,99 ont été considérés comme indiquant une incapacité *légère*; ceux variant de 0,70 à moins de 0,88, comme indiquant une incapacité *modérée* et ceux inférieurs à 0,70, une incapacité *grave*<sup>14</sup>.

En vue de prouver la validité de construit, nous avons sélectionné des indicateurs de la santé qui, en principe, devraient être associés systématiquement aux catégories d'incapacité de l'HUI3 proposées. Ils comprennent deux mesures générales de la santé, à savoir la *santé générale autoévaluée* et la *santé mentale autoévaluée*, qui s'appuient chacune sur une échelle de cinq points

variant de 1 (« excellente ») à 5 (« mauvaise »).

En outre, nous avons examiné trois variables représentant le degré de limitation des activités causé par un état physique ou mental ou un problème de santé de longue durée. *L'effet des problèmes de santé* reflète la fréquence de la limitation des activités (« parfois », « souvent » ou « jamais ») à la maison, au travail ou à l'école, et dans d'autres activités, comme les déplacements ou les loisirs. La *limitation de la participation et des activités* intègre la fréquence de la limitation des activités aux difficultés que la personne déclare éprouver à entendre, voir, communiquer, marcher, monter des escaliers, se pencher, apprendre ou s'adonner à des activités comparables (« parfois », « souvent » ou « jamais »). La variable *aide nécessaire pour effectuer les tâches* donne une classification des répondants en fonction de leur besoin d'aide pour vaquer aux activités instrumentales de la vie quotidienne, c'est-à-dire préparer les repas, faire des courses pour se procurer de l'épicerie ou d'autres nécessités, accomplir les tâches ménagères quotidiennes, faire de gros travaux d'entretien (laver les murs, travailler dans le jardin), les soins personnels (se laver, s'habiller ou manger), et se déplacer dans la maison ou payer des factures. Toute réponse positive entraîne le classement de la personne dans la catégorie « a besoin d'aide pour au moins une tâche ».

Les études de population ayant démontré que la version continue de l'échelle de l'HUI3 est très sensible aux effets de la maladie sur la qualité de vie liée à la santé<sup>8-13</sup>, nous avons examiné les associations entre les catégories d'incapacité proposées et les *problèmes de santé chroniques* suivants : arthrite ou rhumatisme, diabète, maladie cardiaque, cancer, accident vasculaire cérébral, incontinence urinaire, bronchite chronique et dépression ou trouble anxieux. Dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, ces problèmes de santé chroniques sont

définis comme un état qui a été diagnostiqué par un professionnel de la santé et qui a duré (ou devrait durer) six mois ou plus. Nous avons créé une variable muette indiquant si la personne avait déclaré l'un des problèmes de santé chroniques sélectionnés, ainsi qu'une variable de comptage du nombre de problèmes de santé déclarés par chaque personne (aucun, un, et deux ou plus).

#### Techniques d'analyse

La validation empirique des catégories d'incapacité de l'HUI3 a débuté par des totalisations croisées destinées à donner un aperçu descriptif des associations entre les variables étudiées.

Nous avons calculé les rapports de vraisemblance par strate<sup>22</sup> pour évaluer l'exactitude avec laquelle les catégories d'incapacité de l'HUI3 permettent de classer les répondants en fonction des autres indicateurs de la santé. Par rapport de vraisemblance par strate, nous entendons le rapport de la proportion de cas présentant un résultat donné à la proportion de cas ne présentant pas ce résultat dans une fourchette donnée de scores obtenus à un test ou sur un instrument de mesure. Les rapports de vraisemblance par strate offrent des preuves convaincantes de l'exactitude d'une mesure et sont hautement généralisables, parce qu'ils ne dépendent pas de la prévalence d'un résultat donné dans la population étudiée<sup>22</sup>. Pour chaque catégorie d'incapacité de l'HUI3 (strate), nous avons calculé la vraisemblance de présenter un résultat de santé négatif (p. ex. santé autoévaluée passable/mauvaise, présence d'un problème de santé chronique particulier) relativement à un résultat de santé positif (p. ex. santé autoévaluée excellente/très bonne/bonne, absence d'un problème de santé chronique particulier), ainsi que les intervalles de confiance à 95 % de ces rapports de vraisemblance<sup>23</sup>. Nous nous attendions à ce que les rapports varient de manière monotone de l'absence d'incapacité jusqu'à l'incapacité grave.

Afin de déterminer si les proportions observées pour les quatre catégories de l'HUI3 étaient homogènes pour tous les niveaux des autres variables, nous avons effectué un test  $\chi^2$  de Pearson de l'indépendance entre la version catégorique de l'HUI3 et les autres indicateurs. Un test  $\chi^2$  significatif indiquerait la non-indépendance des catégories de l'HUI3 et des autres variables de la santé, et appuierait la décision d'examiner des relations particulières au moyen d'un modèle logit multinomial.

Enfin, nous avons utilisé les variables de la santé saillantes comme variables explicatives de la version catégorique de l'HUI3 (incapacité nulle, légère, modérée ou grave) dans une série de modèles logit multinomiaux<sup>24</sup>. (Bien qu'un modèle logistique ordinal convienne pour examiner la relation entre les variables explicatives et les catégories ordonnées d'incapacité, des analyses préliminaires ont révélé une violation de l'hypothèse de l'équivalence des pentes.) Nous nous attendions à ce que, pour les personnes déclarant un problème de santé pour une variable explicative donnée (p. ex. santé autoévaluée faible/mauvaise, existence d'un problème de santé chronique), la cote exprimant le risque de tomber dans une catégorie d'incapacité par opposition à la catégorie de non-incapacité de référence augmente de manière monotone.

Nous nous sommes servis de SAS 9.1 et de SUDAAN appelable en SAS pour toutes les analyses<sup>25</sup>. Afin de tenir compte du plan probabiliste en grappes stratifié à plusieurs degrés de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, nous avons utilisé les poids de sondage pour produire des estimations ponctuelles sans biais des paramètres et nous avons calculé les erreurs-types et les intervalles de confiance à 95 % en appliquant la méthode du *bootstrap* de Rao-Wu<sup>26</sup>.

Tableau 2

Pourcentage de l'échantillon dans chaque catégorie du Health Utilities Index Mark III (HUI3), selon certaines caractéristiques, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, 2005

	Taille de l'échantillon	Catégorie de l'HUI3			
		Incapacité nulle	Incapacité légère	Incapacité modérée	Incapacité grave
		%	%	%	%
<b>Sexe</b>					
Hommes	13 195	25,5	45,3	13,7	15,5
Femmes	15 913	21,3	46,3	15,2	17,2
<b>Groupe d'âge</b>					
18 à 39 ans	10 521	35,8	39,3	13,6	11,4
40 à 59 ans	10 052	20,2	50,1	14,2	15,5
60 à 79 ans	6 869	8,1	53,4	16,0	22,5
80 ans et plus	1 666	4,8	28,5	19,3	47,5
<b>Santé générale autoévaluée</b>					
Excellente	5 621	35,9	49,5	8,3	6,2
Très bonne	10 698	26,2	51,5	13,2	9,1
Bonne	8 623	17,7	44,2	19,2	19,0
Passable	3 076	6,2	28,4	20,3	45,1
Mauvaise	1 047	1,9	12,3	12,5	73,3
<b>Santé mentale autoévaluée</b>					
Excellente	10 131	32,4	48,9	9,0	9,8
Très bonne	10 536	22,7	50,6	15,0	11,7
Bonne	6 367	14,1	40,9	21,4	23,6
Passable	1 292	4,7	22,0	25,6	47,7
Mauvaise	284	2,1	6,2	13,6	78,1
<b>Limitation des activités</b>					
<b>Effet des problèmes de santé</b>					
Oui	7 591	7,5	26,1	23,4	43,0
Non	21 448	28,1	51,7	11,8	8,4
<b>Limitation de la participation et des activités</b>					
Oui	9 917	8,6	31,3	22,6	37,5
Non	19 104	29,7	52,0	11,0	7,3
<b>Aide nécessaire pour les activités de la vie quotidienne</b>					
Oui	4 930	4,7	19,2	21,4	54,8
Non	24 122	26,4	50,1	13,4	10,1
<b>Problèmes de santé chroniques</b>					
<b>Arthrite ou rhumatisme</b>					
Oui	6 508	7,9	38,5	18,9	34,7
Non	22 559	26,9	47,5	13,5	12,2
<b>Diabète</b>					
Oui	1 888	10,5	41,9	16,7	30,9
Non	27 196	24,1	46,0	14,4	15,5
<b>Maladie cardiaque</b>					
Oui	1 940	5,8	39,3	19,2	35,7
Non	27 123	24,3	46,1	14,2	15,3
<b>Cancer</b>					
Oui	504	8,2	37,2	20,4	34,2
Non	28 586	23,6	45,9	14,4	16,1
<b>Accident vasculaire cérébral</b>					
Oui	477	5,0	22,7	18,5	53,7
Non	28 611	23,6	46,1	14,4	15,9
<b>Incontinence urinaire</b>					
Oui	1 200	4,1	30,2	17,9	47,9
Non	27 879	24,1	46,3	14,4	15,3
<b>Bronchite chronique</b>					
Oui	920	11,2	34,9	17,6	36,4
Non	28 160	23,7	46,1	14,4	15,8
<b>Dépression ou trouble anxieux</b>					
Oui	2 633	7,5	29,0	22,8	40,8
Non	26 436	24,9	47,4	13,7	14,1
<b>Tout problème de santé chronique</b>					
Oui	10 833	9,4	40,3	19,0	31,3
Non	18 203	30,0	48,4	12,3	9,2
<b>Nombre de problèmes de santé chroniques</b>					
0	18 271	30,0	48,3	12,3	9,4
1	7 145	11,5	45,4	18,4	24,7
2 ou plus	3 688	4,6	29,1	20,4	46,0

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005.

## Résultats

### Statistiques descriptives

Le croisement des caractéristiques démographiques et de certaines mesures de la santé des membres de l'échantillon avec les catégories d'incapacité de l'HUI3 a révélé que, chez les hommes ainsi que chez les femmes, l'incapacité légère était la catégorie la plus fréquente, suivie par l'incapacité nulle, puis, l'incapacité grave (tableau 2). L'incapacité modérée était la catégorie la moins fréquente. Les hommes étaient plus susceptibles que les femmes d'appartenir au groupe sans incapacité (25,5 % contre 21,3 %), tandis que les femmes étaient plus susceptibles que les hommes de figurer dans le groupe des incapacités graves (17,2 % contre 15,5 %). La proportion de personnes tombant dans des groupes d'incapacité progressivement plus grave augmentait avec l'âge. Ainsi, 11,4 % seulement des 18 à 39 ans appartenaient au groupe des incapacités graves comparativement à 47,5 % des personnes de 80 ans et plus.

Plus de quatre personnes sur cinq (85,4 %) ayant déclaré que leur état de santé général était excellent se trouvaient dans les catégories d'incapacité nulle ou légère. Inversement, 85,8 % de celles ayant déclaré que leur état de santé général était médiocre étaient classées dans la catégorie d'incapacité modérée ou grave. Les profils étaient comparables pour l'autoévaluation de la santé mentale. La majorité des personnes ayant déclaré n'importe lequel des trois types de limitation des activités (effet des problèmes de santé, limitation de la participation et des activités ou aide requise pour accomplir les tâches) se classaient dans la catégorie d'incapacité modérée ou celle d'incapacité grave. La proportion de celles appartenant au groupe des incapacités graves était la plus élevée (54,8 %) parmi les personnes ayant déclaré avoir besoin d'aide pour accomplir une ou plusieurs activités instrumentales de la vie quotidienne.

Le pourcentage de l'échantillon dans chaque catégorie d'incapacité variait selon le problème de santé chronique. Ainsi, l'incapacité légère était la

catégorie la plus fréquente parmi les personnes ayant déclaré souffrir d'arthrite ou de rhumatisme, de diabète, d'une maladie cardiaque ou d'un cancer. Néanmoins, environ le tiers des personnes atteintes de ces maladies entraient dans la catégorie d'incapacité grave, ce qui témoigne de la gamme variée d'états fonctionnels pour ces maladies. Parmi les personnes ayant déclaré un accident vasculaire cérébral, une incontinence urinaire, une bronchite chronique ou une dépression ou un trouble anxieux, la catégorie la plus fréquente était l'incapacité grave. Relativement peu de personnes présentant ces problèmes de santé étaient classées dans le groupe n'ayant aucune incapacité, ce qui pourrait refléter la nature plus débilante de ces problèmes de santé, ainsi que le pourcentage plus élevé de personnes âgées qui les déclarent.

### Rapports de vraisemblance par strate

Dans l'ensemble, les rapports de vraisemblance par strate appuient la catégorisation proposée de l'HUI3

**Tableau 3**  
Rapports de vraisemblance par strate pour certaines caractéristiques de l'état de santé, selon la catégorie du Health Utilities Index Mark III (HUI3), population à domicile de 18 ans et plus, Canada, 2005

Caractéristiques de l'état de santé	Catégorie de l'HUI3											
	Incapacité nulle			Incapacité légère			Incapacité modérée			Incapacité grave		
	Rapport de vraisemblance par strate	Intervalle de confiance à 95 % de à		Rapport de vraisemblance par strate	Intervalle de confiance à 95 % de à		Rapport de vraisemblance par strate	Intervalle de confiance à 95 % de à		Rapport de vraisemblance par strate	Intervalle de confiance à 95 % de à	
Santé générale autoévaluée	0,20	0,17	0,23	0,50	0,47	0,53	1,31	1,21	1,42	4,49	4,28	4,70
Santé mentale autoévaluée	0,17	0,13	0,22	0,40	0,36	0,44	1,67	1,52	1,84	3,94	3,73	4,17
Effet des problèmes de santé	0,27	0,25	0,29	0,51	0,48	0,53	1,98	1,87	2,09	5,12	4,86	5,39
Limitation de la participation et des activités	0,29	0,27	0,31	0,60	0,58	0,62	2,06	1,95	2,18	5,14	4,86	5,43
Aide nécessaire pour les activités de la vie quotidienne	0,18	0,15	0,20	0,38	0,36	0,41	1,60	1,49	1,71	5,41	5,16	5,66
Arthrite ou rhumatisme	0,29	0,27	0,32	0,81	0,78	0,84	1,41	1,32	1,50	2,84	2,70	2,98
Diabète	0,44	0,38	0,51	0,91	0,86	0,97	1,16	1,03	1,30	1,99	1,84	2,15
Maladie cardiaque	0,24	0,19	0,29	0,85	0,80	0,91	1,35	1,21	1,51	2,33	2,16	2,51
Cancer	0,35	0,25	0,48	0,81	0,72	0,92	1,42	1,17	1,72	2,12	1,85	2,43
Accident vasculaire cérébral	0,21	0,14	0,33	0,49	0,41	0,60	1,29	1,04	1,60	3,38	3,06	3,73
Incontinence urinaire	0,17	0,12	0,23	0,65	0,59	0,72	1,24	1,08	1,43	3,14	2,93	3,38
Dépression ou trouble anxieux	0,30	0,26	0,35	0,61	0,57	0,65	1,66	1,54	1,80	2,90	2,74	3,07
Bronchite chronique	0,58	0,48	0,71	0,93	0,85	1,02	1,50	1,29	1,75	1,37	1,18	1,59

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005.

Tableau 4

Rapports de cotes reliant certaines caractéristiques de l'état de santé aux catégories du Health Utilities Index Mark III (HUI3), la catégorie de référence étant « incapacité nulle », population à domicile de 18 ans et plus, Canada, 2005

Caractéristiques de l'état de santé	Catégorie de l'HUI3									
	Rapport de cotes	Incapacité grave contre incapacité nulle			Incapacité modérée contre incapacité nulle			Incapacité légère contre incapacité nulle		
		Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %		
		de	à		de	à		de	à	
<b>Santé générale autoévaluée</b>										
Passable/mauvaise	22,78	17,91	28,99	6,65	5,17	8,57	2,54	1,98	3,26	
Excellente/très bonne/bonne <sup>†</sup>	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	
<b>Santé mentale autoévaluée</b>										
Passable/mauvaise	23,22	15,78	34,15	9,86	6,55	14,84	2,36	1,54	3,60	
Excellente/très bonne/bonne <sup>†</sup>	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	
<b>Limitation des activités</b>										
<b>Effet des problèmes de santé<sup>‡</sup></b>										
Oui	19,14	16,38	22,37	7,39	6,26	8,71	1,89	1,63	2,19	
<b>Limitation de la participation et des activités<sup>‡</sup></b>										
Oui	17,75	15,16	20,79	7,12	6,10	8,32	2,08	1,81	2,39	
<b>Aide nécessaire pour les activités de la vie quotidienne<sup>‡</sup></b>										
Oui	30,61	24,67	37,98	9,04	7,17	11,40	2,17	1,73	2,71	
<b>Problèmes de santé chroniques</b>										
<b>Arthrite ou rhumatisme<sup>‡</sup></b>										
Oui	9,70	8,18	11,51	4,18	4,04	5,73	2,77	2,36	3,27	
<b>Diabète<sup>‡</sup></b>										
Oui	4,56	3,57	5,83	2,66	2,00	3,54	2,09	1,63	2,68	
<b>Maladie cardiaque<sup>‡</sup></b>										
Oui	9,78	6,90	13,88	5,68	3,94	8,21	3,58	2,51	5,10	
<b>Cancer<sup>‡</sup></b>										
Oui	6,10	3,72	10,00	4,08	2,42	6,88	2,33	1,42	3,83	
<b>Accident vasculaire cérébral<sup>‡</sup></b>										
Oui	15,87	9,19	27,40	6,03	3,15	11,55	2,31	1,26	4,23	
<b>Incontinence urinaire<sup>‡</sup></b>										
Oui	18,62	12,08	28,70	7,37	4,63	11,74	3,86	2,46	6,04	
<b>Dépression ou trouble anxieux<sup>‡</sup></b>										
Oui	9,66	7,60	12,28	5,55	4,33	7,11	2,04	1,59	2,60	
<b>Bronchite chronique<sup>‡</sup></b>										
Oui	4,87	3,60	6,60	2,58	1,81	3,68	1,60	1,16	2,21	
<b>Tout problème de santé chronique<sup>‡</sup></b>										
Oui	10,87	9,50	12,45	4,95	4,30	5,70	2,67	2,37	3,01	
<b>Nombre de problèmes de santé chroniques<sup>‡</sup></b>										
1	4,99	4,28	5,82	2,97	2,51	3,51	1,69	1,48	1,93	
2 ou plus	18,02	13,74	23,63	6,66	4,97	8,93	2,08	1,58	2,74	

<sup>†</sup> catégorie de référence

<sup>‡</sup> la catégorie de référence est l'absence d'une limitation ou d'un problème de santé

... n'ayant pas lieu de figurer

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005

(tableau 3). Pour les catégories d'incapacité nulle et légère, tous les rapports étaient inférieurs à 1,00, ce qui signifie qu'il était peu probable que les personnes dans ces catégories soient atteintes de l'un des problèmes de santé sélectionnés pour l'étude.

Pour la catégorie d'incapacité modérée, les rapports de vraisemblance par strate variaient de 1,16 à 2,06, indiquant que cette catégorie ne fait pas bien la distinction entre les personnes qui ont et celles qui n'ont pas ces problèmes de santé. Comme les

catégories d'incapacité de l'HUI3 sont fondées sur une gamme d'attributs fonctionnels, nous devons nous attendre à ce qu'aucun problème de santé individuel ne soit particulièrement bien prédit.

Pour la catégorie d'incapacité grave, les rapports de vraisemblance par strate étaient généralement élevés, parfois supérieurs à 5,00, ce qui indique que les personnes dans cette catégorie étaient généralement plus susceptibles que les autres de présenter les problèmes de santé sélectionnés. Faisaient exception la bronchite chronique et le diabète, pour lesquels, dans chaque cas, le rapport était inférieur à 2,00, ce qui donne à penser que les catégories d'incapacité de l'HUI3 proposées ne font pas bien la distinction entre les personnes présentant et ne présentant pas ces problèmes de santé. Les rapports les plus élevés, indiquant le meilleur pouvoir discriminant, ont été observés pour les variables de limitation des activités. Ce résultat est en harmonie avec le fait que l'HUI3 est basé sur des niveaux de fonctionnement dans toute une gamme de domaines.

### *Régression logistique multinomiale*

Préalablement à la régression logistique multinomiale, nous avons effectué un test  $\chi^2$  de Pearson pour évaluer formellement l'homogénéité des proportions dans les quatre catégories d'incapacité pour les divers niveaux des autres variables. L'hypothèse nulle d'indépendance a été rejetée dans tous les cas (données non présentées), ce qui donne la preuve d'une hétérogénéité significative des proportions entre les catégories d'incapacité légère, modérée et grave à chacun des niveaux des autres indicateurs.

Nous avons modélisé la cote exprimant le risque de rentrer dans une catégorie d'incapacité plus grave, étant donné une expérience de santé négative pour chaque variable explicative, en choisissant la catégorie « incapacité nulle » comme référence (tableau 4). Les rapports de cotes les plus élevés ont été observés pour la catégorie d'incapacité la plus grave. Par exemple, la cote exprimant le risque d'être classé dans la catégorie d'incapacité grave plutôt que dans celle d'incapacité nulle était 23 fois plus

élevée pour les personnes dont l'autoévaluation de la santé générale était passable ou mauvaise que pour celles qui considéraient que leur santé générale était excellente, très bonne ou bonne. En général, les rapports de cotes pour des états de santé particuliers étaient plus faibles que pour les mesures de la santé plus générales. Par exemple, la cote exprimant le risque d'être classé dans la catégorie d'incapacité grave plutôt que d'incapacité nulle était près de dix fois plus élevée pour les personnes souffrant d'arthrite ou de rhumatisme que pour celles ne faisant pas état de ce problème de santé. Comme prévu, les rapports de cotes les plus faibles ont été observés pour l'incapacité légère par opposition à l'incapacité nulle, variant de 1,6 pour la bronchite chronique à 3,9 pour l'incontinence urinaire. La répétition des analyses en tenant compte de l'effet de l'âge et du sexe a réduit légèrement les rapports de cotes, mais le profil des résultats n'a pas changé (données non présentées).

### **Limites**

Les résultats de l'analyse sont encourageants tant du point de vue théorique que pratique, mais il convient de souligner certaines limites de la méthode.

Les questions posées dans le cadre de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes peuvent être sujettes à un biais d'autodéclaration. Par exemple, la prévalence des problèmes de santé chroniques a tendance à être sous-estimée dans les enquêtes sur les populations<sup>27,28</sup>. De futurs travaux s'appuyant sur des bases de données cliniques administratives couplées à des données d'enquête à l'échelle de la population permettraient peut-être de corriger ce problème<sup>29</sup>.

L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes est une enquête-ménage, si bien que les résidents des établissements de santé sont exclus du champ d'observation. Donc, le segment le plus handicapé de la population n'a pas été pris en considération dans les analyses. D'où

il serait utile de répéter l'étude sur un échantillon de personnes vivant en établissement.

Les catégories d'incapacité de l'HUI3 proposées sont destinées à fournir une norme universelle, une « règle » unique, qui facilite les comparaisons des niveaux d'incapacité entre différentes sous-populations, divers problèmes de santé et au cours du temps<sup>14</sup>. Cependant, les seuils proposés pour délimiter les catégories ne seront probablement pas optimaux pour toute population générale ou clinique donnée<sup>30</sup>. Ainsi, pour classer les sujets atteints de sclérose en plaques dans les catégories d'incapacité légère, modérée ou grave, les seuils d'inclusion proposés ici pourraient ne pas être les meilleurs. Pour comparer les niveaux d'incapacité associés à des maladies particulières, il serait bon d'examiner la prévalence de l'incapacité nulle, légère, modérée ou grave définie par des seuils particuliers pour chaque maladie.

Comme l'appartenance à la catégorie d'incapacité nulle requiert un score global HUI3 parfait (1,00), l'application des catégories produira vraisemblablement des estimations élevées de la prévalence de l'incapacité, sauf parmi les groupes d'âge les plus jeunes. En fonction des seuils d'incapacité utilisés dans la présente étude, environ 75 % d'hommes et près de 80 % de femmes de 18 ans et plus ont été considérés comme ayant au moins une incapacité légère. Ces pourcentages élevés reflètent le fait que l'HUI3 évalue l'état de santé fonctionnel en fonction de la capacité intrinsèque (ce que les individus sont capables de faire) plutôt que la performance (ce qu'ils font réellement dans leurs milieux physique et social)<sup>1,5</sup>. Par conséquent, des limitations fréquentes et facilement corrigeables, telles que la myopie et l'hypermétropie, figurent fortement dans un dénombrement de l'incapacité. Les analystes qui appliquent les catégories devraient reconnaître que des pourcentages élevés d'incapacité, particulièrement de la catégorie d'incapacité faible, ne représentent pas

forcément une part anormalement grande du fardeau sociétal en ce qui a trait aux limitations fonctionnelles. Les catégories d'incapacité modérée et grave sont probablement des indicateurs de la prévalence de l'incapacité plus pertinents en ce qui concerne l'élaboration des politiques.

L'une des options en vue de réduire la surestimation éventuelle de l'incapacité négligeable est de fusionner les niveaux nul et faible d'incapacité en une seule catégorie<sup>9</sup>. Une alternative serait l'utilisation d'une approche de « suppression d'attributs » pour calculer les scores HUI3 globaux<sup>31</sup> avant de diviser l'échantillon étudié en catégories d'incapacité. Cette approche comporte la création de scénarios hypothétiques en réinitialisant le niveau de certains attributs à 1 (fonction normale). De cette façon, les types particuliers d'incapacité inclus dans le dénombrement peuvent être contrôlés dès le départ, ce qui permet de se concentrer sur ceux considérés comme étant les plus pertinents pour l'étude. Par exemple, les niveaux 2 et 3 de l'attribut Vision représentent des problèmes communs, corrigés par le port de lunettes ou de verres de contact, auxquels la plupart des gens ont accès. Donc, fixer à 1 le niveau de la vision pour ces personnes semble une stratégie raisonnable en vue de minimiser la prévalence estimée des limitations mineures. La même approche pourrait être appliquée pour l'attribut Douleur, surtout pour les personnes dont l'autoévaluation correspond au niveau 2 (« douleur légère qui n'empêche aucune activité »), qui fait référence à des problèmes facilement maîtrisés au moyen de médicaments en vente libre.

## Conclusion

La présente étude est la première tentative publiée de validation empirique d'un ensemble proposé de catégories d'incapacité basées sur les scores d'état de santé globaux de l'HUI3 au moyen de données provenant d'une enquête-ménage représentative de la population nationale. Une gamme d'analyses descriptives et de modélisations ont démontré que les catégories d'incapacité étaient systématiquement associées à divers autres indicateurs de la santé. Les personnes qui déclarent avoir une santé générale et mentale passable/mauvaise, une limitation des activités et des problèmes de santé chroniques ont tendance à être classées dans des catégories indiquant des niveaux plus élevés d'incapacité. Les rapports de vraisemblance par strate montrent que la probabilité de déclarer une expérience de santé négative (santé générale et mentale autoévaluée passable/mauvaise, limitation des activités, présence d'un problème de santé chronique), sachant l'appartenance à une catégorie d'incapacité particulière, augmente de manière monotone avec le niveau de gravité de l'incapacité. Une régression multinomiale a montré que la déclaration d'une santé générale ou mentale passable/mauvaise, de limitations fonctionnelles ou d'un problème de santé chronique fait augmenter la cote exprimant le risque d'être dans une catégorie d'incapacité plus grave que la catégorie d'incapacité nulle. Brièvement, ces résultats appuient empiriquement l'utilisation des catégories d'incapacité de l'HUI3 proposées pour la recherche sur la santé.

Aussi bien les analyses par strate que les analyses par régression multinomiale ont révélé des relations plus fortes entre les catégories de l'HUI3 et la santé générale et mentale autoévaluée, ainsi que les limitations fonctionnelles, qu'entre ces catégories et des problèmes de santé particuliers. En outre, la relation entre les catégories de l'HUI3 et des problèmes de santé particuliers varie. Les problèmes de santé qui ont tendance à avoir une incidence dans divers domaines, comme l'accident vasculaire cérébral et la dépression ou le trouble anxieux, étaient plus fortement associés aux catégories d'incapacité que les problèmes de santé dont les symptômes sont plus spécifiques ou qui produisent généralement un moins grand nombre de symptômes, tels que la maladie cardiaque et le diabète. Ces résultats corroborent la validité de construit des catégories d'incapacité de l'HUI3 en tant qu'indicateurs globaux significatifs.

Malgré certaines limites, la présente étude représente une première contribution importante à la base de données probantes appuyant les catégories d'incapacité de l'HUI3 proposées par Feeny et coll.<sup>14,15</sup>. Ce système de classification semble fort prometteur en ce qui concerne l'évaluation de l'incapacité dans des contextes de recherche très variés. ■

# Références

1. D. Feeny, « Health status classification systems for summary measures of population health », dans C.J.L. Murray, J.A. Salomon, C.D. Mathers et A.D. Lopez, sous la dir. de. *Summary Measures of Population Health: Concepts, Ethics, Measurement and Application*, Geneva, World Health Organization, 2002, p. 329-341.
2. D. Osoba, « Health related quality of life outcomes in clinical trials », dans P. Fayers et R.D. Hayes, sous la dir. de. *Assessing Quality of Life in Clinical Trials*, Oxford, Oxford University Press, 2004, p. 259-274.
3. M. Drummond, M.J. Schulpher, G.W. Torrance *et al.*, « *Methods for the Economic Evaluation of Health Care Programmes, Third Edition* », Oxford, Oxford University Press, 2005.
4. D. Feeny, « The Health Utilities Index: A tool for assessing health benefits », *Patient Reported Outcomes Newsletter*, 34, 2005, p. 2-6.
5. J. Horsman, W. Furlong, D. Feeny et G.W. Torrance, « The Health Utilities Index (HUI): Concepts, measurement properties and applications », *Health and Quality of Life Outcomes*, 16(1), 2003, p. 54.
6. D. Feeny, W. Furlong, G.W. Torrance *et al.*, « Multi-attribute and single-attribute utility functions for the Health Utilities Index Mark 3 System », *Medical Care*, 40(2), 2002, p. 113-128.
7. W. Furlong, D. Feeny, G.W. Torrance et R.D. Barr, « The Health Utilities Index (HUI) system for assessing health-related quality of life in clinical studies », *Annals of Medicine*, 33(5), 2001, p. 375-384.
8. S. Bowker, S. Pohar et J. Johnson, « A cross sectional study of health-related quality of life deficits in individuals with co-morbid diabetes and cancer », *Health and Quality of Life Outcomes*, 4, 2006, p. 17.
9. C. Jones, S. Pohar, S. Warren *et al.*, « The burden of multiple sclerosis: A community health survey », *Health and Quality of Life Outcomes*, 6, 2008, p. 1.
10. S. Maddigan, D. Feeny et J. Johnson, « Health related quality of life deficits associated with diabetes and co-morbidities in the Canadian National Population Health Survey », *Quality of Life Research*, 14, 2005, p. 1311-1320.
11. D. Manuel, S.E. Schultz et J.A. Kopec, « Measuring the health burden of chronic disease and injury using health adjusted life expectancy and the Health Utilities Index », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 56, 2002, p. 843-850.
12. N. Mittmann, T. Kostas, N. Risebrough et B. Liu, « Utility scores for chronic conditions in a community-dwelling population », *Pharmacoeconomics*, 15, 1999, p. 369-376.
13. S.E. Schultz et J.A. Kopec, « Effet des problèmes de santé chroniques », *Rapports sur la santé*, 14(4), 2003, p. 45-58 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
14. D. Feeny, « Example health states for disability categories of the Health Utilities Index Mark 3 system », 2007 (non publié).
15. D. Feeny, et W. Furlong, « Health Utilities Index Mark 2 (HUI2) and Mark 3 (HUI3) disability categories for single and multi-attribute utility scores », 2002 (non publié).
16. D. Feeny, W. Furlong, S. Saigal et J. Sun, « Comparing directly measured standard gamble scores to HUI2 and HUI3 utility scores: group- and individual-level comparisons », *Social Science and Medicine*, 58(4), 2004, p. 799-809.
17. L. Fu, D. Talsma, B. Fulgencio *et al.*, « Measurement of health-related quality of life in survivors of cancer in childhood in Central America: Feasibility, reliability and validity », *Journal of Pediatric Hematology/Oncology*, 24(22), 2006, p. 331-341.
18. H. McCarter, W. Furlong, A.C. Whitton *et al.*, « Health status measurements at diagnosis as predictors of survival among adults with brain tumors », *Journal of Clinical Oncology*, 24(22), 2006, p. 3636-3643.
19. P.C. Austin, « Bayesian extensions of the Tobit model for analyzing measures of health », *Medical Decision Making*, 22, 2002, p. 152-162.
20. Statistique Canada, *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2005 (cycle 3.1), Guide du fichier de microdonnées à grande diffusion*, Ottawa, Statistique Canada, 2006.
21. Y. Béland, « Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – aperçu de la méthodologie », *Rapports sur la santé*, 13(3), 2002, p. 9-15 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
22. N. Schmitz, J. Kruse et W. Tress, « Application of stratum specific likelihood ratios in mental health screening », *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 35, 2000, p. 375-379.
23. J.C. Pierce et R.G. Cornell, « Integrating stratum-specific likelihood ratios with the analysis of ROC curves », *Medical Decision Making*, 13, 1993, p. 141-151.
24. D. Hosmer et S. Lemeshow, *Applied Logistic Regression, Second Edition*, New York, John Wiley & Sons Inc., 2000.
25. SUDAAN [logiciel], Cary, North Carolina, Research Triangle Institute, 2007.
26. 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).
27. M. Beckett, M. Weingstein, N. Goldman et L. Yu-Hsuan, « Do health interview surveys yield reliable data on chronic illness among older respondents? », *American Journal of Epidemiology*, 151, 2000, p. 315-323.
28. R. Gross, N. Bentur, A. Elhayany *et al.*, « The validity of self-reports on chronic disease: Characteristics of underreporters and implications for the planning of services », *Public Health Reviews*, 24, 1996, p. 167-182.
29. D. Manuel et S.E. Schulz, « Using linked data to calculate summary measures of population health: health-adjusted life expectancy of people with Diabetes Mellitus », *Population Health Metrics*, 2, 2004, p. 4.
30. J.A. Swets, « The science of choosing the right decision threshold in high-stakes diagnostics », *American Psychologist*, 47(4), 1992, p. 522-532.
31. J.-M. Berthelot, « Health adjusted life expectancy », dans J. Robine, C. Jagger, C. Mathers *et al.*, sous la dir. de. *Determining Health Expectancies*, Chichester, England, Wiley, 2003, p. 235-246.