



N° 82-003-XIF au catalogue

Rapports sur la santé

Vol. 15, n° 3

- Adolescents : alcool et drogues
- Déclaration par procuration
- Fauteuils roulants
- Blessures
- Acide folique



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

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

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

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

Renseignements sur les commandes et les abonnements

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

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

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

Les prix ne comprennent pas les taxes de vente.

La version imprimée peut être commandée par

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

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

Normes de service à la clientèle

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



Statistique Canada
Division de la statistique de la santé

Rapports sur la santé

Volume 15, numéro 3

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2004

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

Mai 2004

N° 82-003-XPF au catalogue, vol. 15, n° 3
ISSN 1492-7128

N° 82-003-XIF au catalogue, vol. 15, n° 3
ISSN 1209-1375

Périodicité : trimestrielle

Ottawa

Note de reconnaissance

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

SIGNES CONVENTIONNELS

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

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

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



Au sujet de *Rapports sur la santé*

Rédactrice en chef
Christine Wright

Rédactrice principale
Mary Sue Devereaux

Rédactrice
Barbara Riggs

Rédacteur adjoint
Marc Saint-Laurent

Chargée de production
Nicole Leduc

Production et composition
Agnes Jones
Robert Pellarin

Vérification des données
Dan Lucas

Administration
Donna Eastman

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

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

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

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

Demandes de réimpression

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

Version électronique

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

Recommandation concernant les citations

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

Exemple :

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

Travaux de recherche

Consommation d'alcool et de drogues au début de l'adolescence 9

Tina Hotton et Dave Haans

Selon les données tirées de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes de 1998-1999, la cote exprimant le risque que les jeunes de 12 à 15 ans se soûlent ou consomment de la drogue était la plus élevée parmi ceux qui ont déclaré que tous leurs amis ou la plupart d'entre eux avaient consommé de l'alcool ou pris de la drogue. La cote était également élevée chez les adolescents dont les parents adoptent une attitude hostile et chez ceux qui ont des amis reconnus comme étant des fauteurs de trouble.

Information sur la santé : déclaration par procuration 23

Margot Shields

L'acceptation de la déclaration par procuration en lieu et place de l'autodéclaration peut entraîner la sous-estimation de certains problèmes de santé. C'est ce que révèle cette analyse des données de l'Enquête nationale sur la santé de la population et de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes. La baisse des taux de déclaration par procuration observée entre 1994-1995 et 1998-1999 a en effet coïncidé avec l'accroissement des estimations de certains problèmes de santé, ce qui pourrait également avoir eu un impact sur les tendances de la prévalence de ces problèmes.

Santé en bref

Fauteuils roulants et autres appareils d'aide à la mobilité 41

Margot Shields

- *À l'âge de 85 ans, 7 % des Canadiens doivent utiliser un fauteuil roulant et 32 % ont recours à un autre type d'appareil d'aide à la mobilité.*
- *Le processus naturel de vieillissement constitue la principale raison pour laquelle des personnes âgées ont besoin d'un appareil d'aide à la mobilité; chez les personnes plus jeunes, les blessures et la maladie seraient vraisemblablement à l'origine d'un tel besoin.*

.....

Blessures 47

Kathryn Wilkins et Evelyn Park

- *Les adolescents sont le groupe auquel on associe le taux de blessure le plus élevé.*
- *Les hommes sont plus susceptibles de se blesser en pratiquant des sports, tandis que les femmes le sont davantage en effectuant des travaux domestiques.*
- *Les chutes sont à l'origine de la majeure partie des blessures graves.*

Supplément d'acide folique 53

Wayne J. Millar

- *Moins de la moitié des femmes qui ont donné naissance à un enfant au cours des cinq dernières années ont pris un supplément d'acide folique pendant la grossesse.*
- *Les femmes jeunes, non mariées ou qui vivent dans un ménage à faible revenu sont celles auxquelles on associe de faibles taux de prise d'un supplément d'acide folique.*

**Pour commander
les publications**

59

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

The graphic features a dark grey background with white and light grey stylized elements. On the left, there are two human-like figures. The upper one is a head and neck with a vertical line for a nose and two small squares for eyes. The lower one is a head with a large, stylized 'e' or '9' shape for a nose. To the right of these figures is a large, light grey gear. The overall style is minimalist and modern.

Travaux de recherche

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

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Consommation d'alcool et de drogues au début de l'adolescence

Tina Hotton et Dave Haans

Résumé

Objectifs

La présente analyse porte sur la prévalence de la consommation d'alcool et de drogues chez les jeunes adolescents. Elle vise à déterminer la mesure dans laquelle des facteurs comme le comportement des pairs, les pratiques parentales, et l'engagement et les résultats scolaires sont associés au fait de se soûler et de consommer des drogues.

Source des données

Les données proviennent de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes de 1998-1999. L'analyse est fondée sur un fichier transversal de données recueillies auprès de 4 296 jeunes de 12 à 15 ans.

Techniques d'analyse

Les estimations de la prévalence de la consommation d'alcool et de drogues sont calculées selon le sexe. Des modèles de régression logistique ont été ajustés pour estimer les cotes exprimant le risque de se soûler et de consommer des drogues, corrigées pour les facteurs sociodémographiques, la consommation d'alcool ou de drogues par les pairs et par les parents, les pratiques parentales, les résultats scolaires, la santé émotionnelle et la participation à des services religieux.

Principaux résultats

En général, se soûler et consommer de la drogue sont des situations plus courantes chez les jeunes de 14 et de 15 ans que chez ceux de 12 et de 13 ans. Les cotes les plus élevées exprimant le risque de se soûler et de consommer de la drogue s'observent chez les adolescents dont les amis consomment de l'alcool ou des drogues ou sont des auteurs de trouble, dont l'engagement scolaire est faible, ou dont les parents adoptent une attitude hostile et des méthodes inefficaces.

Mots-clés

Comportement à l'adolescence, ivresse, marijuana.

Auteurs

Tina Hotton (416-946-8106; Tina.Hotton@utoronto.ca) travaille conjointement pour le Centre canadien de la statistique juridique à Statistique Canada et pour le Centre de données de recherche (CDR) de Statistique Canada à l'Université de Toronto, Toronto, Ontario, M5S 1A5. Dave Haans travaille également pour le CDR.

L'expérimentation de l'alcool et des drogues est un phénomène assez courant chez les adolescents. La pression exercée par les pairs, la curiosité, le plaisir et la disponibilité des substances sont autant de motifs que citent les jeunes à l'appui de leur comportement. Ils peuvent aussi recourir à l'alcool ou aux drogues en réponse à des problèmes ou à des sentiments négatifs^{1,2}.

Les années 1990 ont vraisemblablement vu les adolescents adopter une attitude plus conciliante à l'égard de la consommation d'alcool et de drogues. Selon le Sondage sur la consommation de drogues parmi les élèves de l'Ontario, de 1991 à 2001, l'objection à la consommation régulière de marijuana est passée de 61 % à 42 %³. Durant la même période, le pourcentage d'élèves désapprouvant fortement la prise de cocaïne « une ou deux fois » est passé de 55 % à 41 %³. À mesure que les attitudes ont évolué, les taux de consommation d'alcool et de drogues et de consommation abusive d'alcool ont grimpé en flèche chez les élèves de l'Ontario³. Des phénomènes comparables ont été décrits dans les provinces de l'Atlantique⁴ et dans d'autres pays⁵⁻⁷.

Définitions

Dans l'analyse multivariée des données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ), l'âge est utilisé comme une variable continue dont la valeur varie de 12 à 15 ans.

Les mesures de l'influence des pairs sont fondées sur les déclarations faites par les jeunes de la *consommation d'alcool et de drogues par les pairs*, ainsi que sur les déclarations faites par le parent quant à la fréquence à laquelle l'enfant s'associe à des *amis qui sont souvent fauteurs de trouble* (souvent/parfois ou rarement/jamais). On a demandé aux adolescents combien de leurs amis ou amies buvaient de l'alcool (aucun(e), quelques-un(e)s, la plupart, tous(tes)). Les réponses ont été regroupées en deux catégories : aucun(e)/ quelques-un(e)s et la plupart/tous(tes). Pour évaluer la consommation de drogues par les pairs, on a demandé aux adolescents si leurs amis ou amies avaient déjà pris de la marijuana, d'autres drogues, comme de la colle, des solvants (diluants de peinture, essence, etc.), de l'héroïne, du speed, du PCP, du crack ou de la cocaïne, du LSD, de l'acide, de l'ecstasy, etc. Les réponses ont été regroupées dans les catégories aucun(e)/ quelques-un(e)s ou la plupart/tous(tes).

On a demandé aux parents si *l'alcool est une source de tensions familiales* (oui/non) et à la personne connaissant le mieux l'enfant (PCM), qui est habituellement la mère, si l'enfant *buvait cinq verres ou plus en une même occasion* (les enfants qui l'ont fait sont comparés à ceux qui boivent moins).

Statistique Canada établit les *seuils de faible revenu* (SFR), qui sont calculés pour diverses catégories géographiques et de taille familiale au moyen de l'indice des prix à la consommation. Dans le cas présent, l'étude a recours au SFR calculé en 1996 pour déterminer si le revenu familial était inférieur au seuil de faible revenu, ou égal/supérieur à ce seuil.

La *résidence* en région urbaine ou rurale est traitée comme une variable dichotomique. Plusieurs aspects de la relation parent-enfant sont examinés. L'*attitude parentale hostile* est fondée sur les réponses de l'adolescent aux questions « qui décrivent le mieux la façon dont ses parents (ou beaux-parents, parents en famille d'accueil ou tuteurs) ont agi en général avec lui durant les six derniers mois », plus précisément, à quelle fréquence ses parents :

- « le harcèlent (l'achalent) à propos de petites choses. »
- « appliquent des règlements qu'ils établissent seulement quand ça leur convient. »
- « le frappent ou menacent de le faire. »
- « se fâchent contre lui et crient après lui. »

Les réponses varient de 0 (jamais) à 4 (toujours). La cote totale peut varier de 0, représentant le niveau le plus faible d'hostilité parentale, à 16, correspondant au niveau le plus élevé.

La supervision parentale est mesurée au moyen de l'échelle de *surveillance parentale*. Les adolescents qui ont participé à l'enquête se sont vu poser quatre questions sur ce que leurs parents savent de leurs allées et venues et de leurs activités; plus précisément, on a demandé à chaque adolescent « à quelle fréquence ses parents :

- « veulent savoir exactement où il est et ce qu'il fait. »
- « lui disent à quelle heure rentrer quand il sort. »
- « se tiennent au courant de ses actes de mauvaise conduite. »
- « aiment bien savoir où il va et avec qui il est. »

Le choix de réponse varie de 0 (jamais) à 4 (souvent). La cote totale peut varier d'un niveau faible (0) à élevé (16) de surveillance parentale.

La *cohésion parent-enfant* est établie d'après huit questions indiquant combien de jours par semaine le parent et le jeune mangent ensemble; regardent la télévision ensemble; font du sport ensemble, jouent aux cartes ou à d'autres jeux ensemble; discutent ensemble; font des projets ou des tâches en famille; font une sortie ensemble; visitent de la famille ensemble. Le choix de réponse varie de 0 (tous les jours) à 5 (rarement ou jamais), et la cote finale résultant des réponses combinées aux questions varie d'un niveau faible (0) à élevé (40) de cohésion (cotation inverse).

La *structure familiale* est regroupée en trois catégories : famille monoparentale, famille recomposée et famille biparentale (y compris les parents biologiques et les parents adoptifs).

La mesure des *résultats scolaires* est fondée sur les résultats autodéclarés par l'adolescent. On a demandé aux adolescents « Comment penses-tu que tu réussis dans ton travail scolaire? » Les réponses sont regroupées en trois catégories : mal/très mal; dans la moyenne; bien/très bien.

L'*engagement scolaire* est évalué au moyen de sept questions décrivant les attitudes de l'adolescent à l'égard de l'école : l'importance d'avoir de bonnes notes, de se faire des amis, de participer aux activités parascolaires, d'être toujours à l'heure pour les cours, d'apprendre de nouvelles choses, de donner son opinion en classe et de faire partie du conseil étudiant. Les choix de réponse varient de 0 (très important) à 3 (pas du tout important). La cote totale peut varier d'un engagement scolaire faible (0) à élevé (21) (cotation inverse).

Les *problèmes émotionnels ou l'anxiété* sont évalués au moyen des réponses autodéclarées de l'adolescent à l'échelle de troubles émotionnels/détresse. On a demandé aux adolescents à quelle fréquence ils étaient :

- malheureux, tristes ou déprimés
- pas aussi heureux que les autres jeunes de leur âge
- trop craintifs ou anxieux
- nerveux ou très tendus.

On leur a également demandé s'ils étaient très inquiets, pleuraient beaucoup, se sentaient tristes, malheureux, près des larmes ou bouleversés ou avaient du mal à s'amuser. Les choix de réponse varient de 0 (jamais ou faux) à 3 (souvent ou très vrai). La cote totale peut varier d'un niveau faible (0) à élevé (16) de problèmes émotionnels ou d'anxiété.

La *participation à des activités religieuses* (services ou réunions) est regroupée en trois catégories : hebdomadaire, mensuelle à quelques fois par année, et une fois par année ou moins.

En outre, le document intitulé « Statistiques sur les tribunaux de la jeunesse » témoigne vraisemblablement de tels changements puisqu'il révèle que le nombre d'affaires de possession et de trafic de drogues a fortement augmenté de 1992-1993 à 2001-2002⁸.

En matière de santé, la plupart des répercussions qu'entraîne la consommation d'alcool et de drogues se font généralement sentir plus tard dans la vie. Cependant, le fait de commencer à un âge précoce pourrait hâter la manifestation des problèmes. Une étude antérieure a d'ailleurs révélé que sept ans après le début de la consommation de drogues, les jeunes qui en prenaient depuis les premiers moments de l'adolescence déclaraient un plus grand nombre de problèmes de santé que ceux qui avaient commencé à consommer plus tard⁹. De même, la consommation précoce d'alcool s'est révélée être associée à un nombre accru de problèmes liés à l'alcool^{10,11}.

La présente analyse est fondée sur les données transversales du troisième cycle de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ). Elle porte plus particulièrement sur la prévalence de la consommation d'alcool et de drogues chez les jeunes âgés de 12 à 15 ans en

1998-1999 et sur les facteurs qui y sont associés (voir *Méthodologie et Limites*). Elle vise à déterminer dans quelle mesure des facteurs comme l'influence des pairs, la consommation d'alcool par les parents, les méthodes parentales d'éducation et l'engagement scolaire des jeunes sont liés à la consommation d'alcool au point de se soûler et à la consommation de drogues (voir *Définitions et Consommation d'alcool et de drogues*).

Prévalence de la consommation d'alcool et de drogues

En 1998-1999, environ 4 enfants de 12 à 15 ans sur 10 (42 %) ont dit avoir consommé au moins « un verre » d'alcool à un moment donné dans le passé (c'est-à-dire, une bouteille de bière ou de boisson rafraîchissante au vin, un verre de vin ou une once et demie de spiritueux) (tableau 1). Alors que 17 % des jeunes de 12 ans ont dit avoir bu au moins un verre d'alcool, la proportion correspondante atteint 66 % chez ceux de 15 ans.

Se soûler est également un phénomène courant, puisque 22 % des adolescents ont dit l'avoir fait au moins une fois. De nouveaux, la proportion est faible chez les jeunes de 12 ans, soit 4 %. Par contre, les proportions de jeunes de 14 ans et de 15 ans qui

Tableau 1
Prévalence de la consommation d'alcool ou de drogues, selon l'âge et le sexe, population à domicile de 12 à 15 ans, Canada, territoires non compris, 1998-1999

À un moment donné, a essayé :	Total	Âge				Sexe	
		12 ans	13 ans	14 ans	15 ans	Garçons	Filles
	%	%				%	
Alcool							
Au moins un verre	42	17	29*	53*	66*	44 [†]	39
S'est soûlé	22	4 ^{E1}	10*	29*	44*	20 [†]	24
Marijuana	19	3 ^{E1}	9*	25*	38*	20	19
Hallucinogènes	11	9	13	10	12
Inhalation de colle	2	1 ^{E2}	3 ^{E2}	3 ^{E1}	2 ^{E2}	2 ^{E1}	2 ^{E1}
Consommation non médicale de médicaments sur ordonnance	4	4 ^{E1}	4 ^{E1}	3 ^{E2}	5 ^{E1}
Autres drogues[‡]	4 ^{E1}	3 ^{E2}	5 ^{E1}	3 ^{E2}	5 ^{E1}

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, fichier transversal, 1998-1999

* Valeur significativement différente de celle calculée pour l'âge précédent ($p < 0,05$).

† Valeur significativement différente de l'estimation correspondante pour les filles ($p < 0,05$).

‡ Par exemple, héroïne, speed, PCP, crack/cocaine.

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

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

... N'ayant pas lieu de figurer.

Méthodologie

Source des données

La présente analyse est fondée sur des données transversales provenant du cycle de 1998-1999 de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) réalisée tous les deux ans par Statistique Canada et Développement des ressources humaines Canada.

L'ELNEJ est basée sur des interviews en profondeur de la « personne connaissant le mieux l'enfant » (PCM — habituellement la mère), le conjoint ou la conjointe de la PCM, l'enfant et, dans certains cas, l'enseignant et le directeur d'école de l'enfant.

L'échantillon du cycle 3 compte 32 158 enfants de 0 à 15 ans des 10 provinces. La présente analyse porte sur un sous-groupe de 4 296 enfants de 12 à 15 ans du fichier transversal de 1998-1999 (tableau A en annexe) pondéré pour qu'il soit représentatif d'environ 1,7 million d'adolescents. Ces derniers représentent la cohorte d'âge la plus vieille du cycle 3 et sont les seuls participants à l'enquête auxquels ont été posées des questions détaillées au sujet de leur consommation d'alcool et de drogues (voir *Définitions* et les tableaux B et C en annexe). Les données recueillies auprès des personnes connaissant le mieux ces adolescents (PCM) sont également utilisées dans l'analyse.

Techniques d'analyse

La prévalence de la consommation d'alcool et de drogues au cours de la vie est estimée pour les garçons et les filles de 12 à 15 ans. Chez ceux qui ont déclaré avoir consommé de l'alcool ou des drogues illicites à un moment donné, on a déterminé l'âge moyen auquel ils l'ont fait pour la première fois, ainsi que le rapport entre la consommation d'alcool ou de drogues par l'adolescent et cette consommation par ses amis. Les modèles de régression logistique ont été ajustés pour estimer les cotes exprimant le risque de s'être soûlé et d'avoir consommé des drogues au cours des 12 mois qui ont précédé l'enquête, en corrigeant pour tenir compte de l'effet de facteurs que l'on sait influencer sur la probabilité de consommer de l'alcool ou des drogues, à savoir la consommation de telles substances par les pairs et leur comportement, les pratiques parentales, la qualité de la relation parent-enfant, la consommation abusive d'alcool par les parents, l'engagement et les résultats scolaires, la santé émotionnelle de l'adolescent, la participation à des activités religieuses, et les facteurs sociodémographiques (âge et sexe de l'adolescent, structure familiale, revenu du ménage et

résidence en région urbaine ou rurale). Le choix des variables est fondé sur une revue de la littérature et sur les données recueillies dans le cadre de l'ELNEJ.

Les enregistrements dans lesquels il manquait des données pour toute variable utilisée dans l'analyse par régression logistique ont été exclus, de sorte que la taille de l'échantillon analysé a été réduite de 4 296 à 2 745 pour le modèle final de consommation d'alcool et de 4 296 à 2 907 pour le modèle final de consommation de drogues (voir *Limites*). Le recours à l'imputation a permis de résoudre les cas de données partielles, ou les cas où les participants n'avaient répondu qu'à une partie des questions quand la variable évaluée est une échelle ou qu'un groupe de questions caractérisent un concept unique. Par exemple, l'échelle des problèmes émotionnels/ de l'anxiété comprend huit questions. Pour éviter de perdre les réponses partielles, les cotes ont été calculées en se fondant sur la moyenne des réponses fournies, mais uniquement si la personne avait répondu à au moins 50 % des questions. Cette mesure a permis de réduire le taux de non-réponse d'un ordre de grandeur allant jusqu'à 5 % sans altérer les résultats des modèles ajustés pour l'étude. Cette méthode d'imputation a été appliquée aux échelles suivantes : engagement scolaire, problèmes émotionnels/anxiété, surveillance parentale et attitude parentale hostile.

On a également utilisé l'imputation pour la prévalence de la consommation d'alcool ou de drogues dans les cas où la personne a déclaré n'avoir jamais consommé d'alcool ni diverses drogues, ou n'a pas répondu à la question, mais a déclaré plus tard dans l'interview avoir consommé de l'alcool ou des drogues au cours des 12 derniers mois. Cette réponse positive a été imputée pour cette personne lors de l'estimation de la prévalence de la consommation au cours de la vie.

Les données sont pondérées de sorte qu'elles soient représentatives de la population canadienne qui était âgée de 12 à 15 ans en 1998-1999. La pondération utilisée tient compte de la sélection de l'échantillon avec probabilités inégales, y compris la non-réponse due à l'érosion de l'échantillon. La pondération de l'ELNEJ a été révisée en septembre 2003; la présente analyse est fondée sur la pondération antérieure à cette révision. Pour tenir compte du plan de sondage complexe, la méthode du *bootstrap* a servi à estimer les coefficients de variation et les intervalles de confiance, et à tester la signification statistique des différences¹²⁻¹⁴. Le niveau de signification a été établi à $p < 0,05$.

ont dit s'être soûlé sont de 29 % et de 44 %, respectivement.

La consommation de marijuana est également assez fréquente : 19 % des jeunes de 12 à 15 ans

ont dit avoir consommé du cannabis. Tout comme dans le cas de l'alcool, la consommation augmente avec l'âge, pour passer de 3 % à 12 ans à 38 % à 15 ans.

La question sur les hallucinogènes n'a pas été posée aux jeunes de 12 et de 13 ans, mais 11 % des jeunes de 14 et de 15 ans ont dit avoir essayé ces substances. En outre, 4 % ont déclaré qu'ils avaient pris des médicaments sur ordonnance pour des raisons non médicales et 4 %, qu'ils avaient essayé d'autres drogues, comme l'ecstasy et la cocaïne.

La consommation de drogues varie dans une certaine mesure selon le sexe. Les garçons sont plus susceptibles de dire avoir bu de l'alcool, mais les proportions de filles qui ont dit s'être souillées ou avoir pris des drogues sont un peu plus élevées que celles observées chez les garçons.

Âge moyen lors de la première consommation

L'âge moyen auquel les adolescents ont déclaré avoir pris leur premier verre d'alcool est de 12,4 ans (tableau 2). Les garçons étaient un peu plus jeunes que les filles la première fois qu'ils ont pris de l'alcool, soit 12,3 ans contre 12,5 ans. Parmi les jeunes qui ont dit s'être souillés, l'âge moyen de la première ivresse est de 13,2 ans.

Chez les jeunes de 12 à 15 ans qui ont essayé des drogues, l'inhalation de colle a débuté à l'âge moyen d'un peu plus de 12 ans. Pour les autres drogues, y compris la marijuana et les hallucinogènes, l'âge

moyen au moment du premier essai est plus avancé, variant de 13,1 ans à 13,8 ans.

Les adolescents et leurs pairs

Une majorité d'adolescents qui ont déclaré que tous leurs amis ou presque tous consommaient de l'alcool, de la marijuana ou d'autres drogues avaient utilisé ces substances eux-mêmes. En revanche, ceux

Consommation d'alcool et de drogues

Dans le contexte de la présente analyse des données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes de 1998-1999, l'estimation de la prévalence de la *consommation d'alcool* est fondée sur les réponses à la question : « As-tu déjà pris un verre d'alcool? » On a indiqué aux adolescents interrogés qu'un verre d'alcool était une bouteille ou une canette de bière ou un verre de bière à la pression, un verre de vin ou de boisson rafraîchissante au vin, ou une once et demie de spiritueux ou un cocktail contenant une once et demie de spiritueux. On a aussi demandé aux jeunes s'ils s'étaient déjà souillés, à quel âge pour la première fois et combien de fois au cours des 12 derniers mois.

Pour la *consommation de drogues*, on a demandé aux jeunes s'ils avaient déjà pris des drogues, quel âge ils avaient lorsqu'ils l'ont fait pour la première fois et combien de fois ils en ont pris au cours des 12 derniers mois. Les questions diffèrent selon l'âge de l'enfant. À ceux de 12 et 13 ans, on a demandé : « Au cours des 12 derniers mois, combien de fois as-tu pris les drogues suivantes : marijuana et produits du cannabis (joint, pot, herbe, haschich); colle ou solvants (diluant de peinture, essence, etc.); autres drogues (héroïne, speed, PCP, crack/cocaïne, LSD, acide, ecstasy, etc.)? » Les questions posées aux jeunes de 14 et 15 ans étaient plus détaillées : « Au cours des 12 derniers mois, combien de fois as-tu pris les drogues suivantes : marijuana et produits du cannabis (joint, pot, herbe, haschich); colle ou solvants (diluant de peinture, essence, etc.); hallucinogènes (LSD, acide, champignons magiques, mescaline ou PCP [poussière d'ange, etc.]); médicaments sans la prescription ou l'avis du médecin (downers [seconal, Amytal, etc.], stimulants [uppers, capsule, Tuinal, Black Beauties, pilules pour maigrir, etc.], tranquillisants [Valium, Librium, Serax, « 5 », « 10 », etc.]); autres drogues (crack, cocaïne, speed, ecstasy, etc.)? » Les adolescents qui avaient utilisé l'une de ces drogues au cours des 12 derniers mois ont été comparés à ceux qui ne l'avaient pas fait.

Tableau 2
 Âge moyen au premier essai, selon la substance et le sexe, population à domicile de 12 à 15 ans ayant déclaré consommer de l'alcool ou des drogues, Canada, territoires non compris, 1998-1999

	Les deux sexes	Garçons	Filles
	Âge moyen en années		
Alcool			
Au moins un verre	12,4	12,3*	12,5
S'est souillé	13,2	13,2	13,2
Marijuana	13,1	13,2	13,0
Hallucinogènes	13,7	13,8	13,6
Inhalation de colle	12,3	12,3	12,3
Consommation non médicale de médicaments sur ordonnance	13,4	13,4	13,4
Autres drogues[†]	13,8	13,1*	14,2

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, fichier transversal, 1998-1999

† Par exemple, héroïne, speed, PCP, crack/cocaïne.

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

dont peu d'amis (voire aucun) buvaient de l'alcool ou prenaient des drogues étaient moins susceptibles d'avoir bu ou pris des drogues.

Environ 6 adolescents sur 10 (62 %) dont tous les amis ou presque tous consommaient de l'alcool ont dit s'être soulés durant l'année qui a précédé l'enquête, alors que 8 % seulement dont quelques amis seulement ou aucun ami ne consommaient d'alcool en avaient fait de même (graphique 1).

Des profils comparables s'observent chez les adolescents dont les pairs consommaient de la marijuana ou d'autres drogues. En pareil cas, 82 % des adolescents dont tous ou presque tous les amis consommaient de la marijuana ont dit avoir pris de cette drogue l'année qui a précédé l'enquête, comparativement à 7 % des adolescents dont quelques amis seulement ou aucun ami ne prenaient de la marijuana.

Tout juste un peu plus de 7 adolescents sur 10 (71 %) dont tous ou presque tous les amis consommaient d'autres drogues ont dit en avoir fait de même l'année qui a précédé l'enquête, tandis que

la proportion correspondante n'est que de 5 % pour ceux n'ayant que quelques amis consommant d'autres drogues ou aucun.

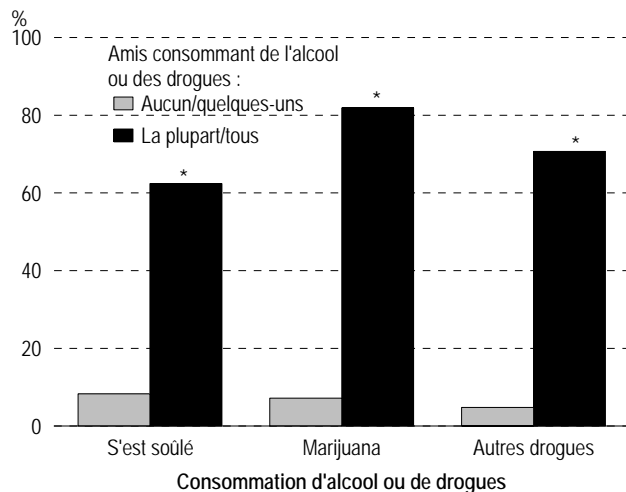
L'influence des pairs persiste

De toute évidence, l'influence des pairs qui consomment de l'alcool ou des drogues est forte (tableau B en annexe), mais elle ne s'exerce pas isolément. L'analyse tient également compte de plusieurs autres facteurs qui pourraient être associés à la consommation précoce d'alcool et de drogues par les adolescents (voir *Méthodologie*). L'âge, le sexe, le comportement des pairs, la consommation d'alcool par les parents, la relation parent-enfant, la situation familiale, les résultats scolaires et l'engagement scolaire, ainsi que les problèmes émotionnels et la participation à des activités religieuses ont également été pris en considération. Certaines variables socioéconomiques ont également été considérées (revenu du ménage, résidence en région urbaine ou rurale et structure familiale).

La fréquence à laquelle les amis des adolescents consomment de l'alcool ou des drogues ou deviennent des auteurs de trouble sont des facteurs de risque importants, même quand sont pris en compte d'autres facteurs confusionnels éventuels (tableau 3). La cote exprimant le risque de s'être soulé l'année qui a précédé l'enquête est presque 11 fois plus élevée chez les adolescents qui ont déclaré que tous leurs amis ou la plupart d'entre eux avaient consommé de l'alcool que pour ceux dont quelques amis seulement buvaient. Qui plus est, la cote exprimant le risque d'avoir consommé des drogues était considérablement plus élevée chez les jeunes qui ont dit que tous leurs amis ou la plupart d'entre eux avaient pris des drogues. Enfin, la cote exprimant le risque de s'être soulé et d'avoir pris des drogues était également plus élevée — plus de deux fois — chez les jeunes dont les amis s'attiraient fréquemment des ennuis.

Ces résultats témoignent de la forte association fréquemment observée entre le comportement des pairs et la consommation individuelle d'alcool ou de drogues. Toutefois, il convient de les interpréter avec prudence. Dans la présente étude, comme dans la plupart de celles portant sur la consommation de

Graphique 1
Pourcentage de jeunes déclarant s'être soulés, ou avoir consommé de la marijuana ou d'autres drogues l'année précédente, selon la consommation d'alcool ou de drogues par les pairs, population à domicile de 12 à 15 ans, Canada, territoires non compris, 1998-1999



Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, fichier transversal, 1998-1999

* Valeur significativement différente de celle calculée pour « aucun/quelques-uns » ($p < 0,05$).

Tableau 3
Rapports corrigés de cotes reliant certaines caractéristiques à la déclaration de s'être soulé ou d'avoir consommé des drogues, population à domicile de 12 à 15 ans, Canada, territoires non compris, 1998-1999

	S'est soulé		A consommé des drogues	
	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Âge [†]	2,12*	1,78- 2,52	1,74*	1,47- 2,05
Sexe				
Garçons [†]	1,00	...	1,00	...
Filles	1,23	0,82- 1,84	0,77	0,54- 1,11
Consommation d'alcool ou de drogues par les pairs				
Tous/presque tous les amis consomment de l'alcool/des drogues	10,82*	6,93-16,90	32,96*	21,62-50,24
Aucun ami ne/quelques amis consomme(nt) de l'alcool/des drogues [‡]	1,00	...	1,00	...
La PCM déclare que les amis de l'enfant sont souvent fauteurs de trouble				
Oui	2,28*	1,41- 3,70	2,27*	1,39- 3,70
Non [†]	1,00	...	1,00	...
L'alcool est une source de tensions familiales				
Oui	0,92	0,34- 2,51	1,44	0,79- 2,61
Non [†]	1,00	...	1,00	...
La PCM consomme au moins 5 verres en moyenne				
Oui	1,99	0,97- 4,06	1,51	0,64- 3,52
Non [†]	1,00	...	1,00	...
Attitude parentale hostile[†]	1,11*	1,03- 1,19	1,09*	1,02- 1,16
Surveillance parentale[†]	0,99	0,93- 1,05	1,01	0,95- 1,08
Cohésion parent-enfant[†]	0,97	0,93- 1,01	0,98	0,95- 1,02
Résultats scolaires				
Mauvais/très mauvais	2,35*	1,21- 4,54	1,33	0,50- 3,50
Moyens	1,11	0,71- 1,73	0,94	0,67- 1,33
Bons/très bons [†]	1,00	...	1,00	...
Engagement scolaire[†]	0,93*	0,87- 0,99	0,96	0,90- 1,02
Problèmes émotionnels/anxiété[†]	0,93*	0,87- 1,00	1,05	0,98- 1,12
Participation à des activités religieuses				
Hebdomadaire	0,61*	0,39- 0,96	1,16	0,69- 1,94
Mensuelle/quelques fois par année	0,80	0,52- 1,24	1,03	0,68- 1,58
Une fois par année ou moins [‡]	1,00	...	1,00	...
Revenu du ménage				
Inférieur au seuil de faible revenu	1,03	0,59- 1,79	1,45	0,86- 2,46
Égal/supérieur au seuil de faible revenu [‡]	1,00	...	1,00	...
Résidence				
Région urbaine	0,79	0,52- 1,19	0,94	0,60- 1,47
Région rurale [‡]	1,00	...	1,00	...
Structure familiale				
Famille monoparentale	1,05	0,61- 1,79	1,08	0,65- 1,77
Famille recomposée	1,18	0,60- 2,34	2,01*	1,06- 3,80
Famille biparentale [‡]	1,00	...	1,00	...

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, fichier transversal, 1998-1999

[†] Variable continue.

[‡] Catégorie de référence.

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

drogues par les adolescents et leurs pairs, les adolescents interrogés ont fait part de la façon dont ils percevaient le comportement de leurs amis. Cette situation peut être problématique, car les adolescents ont tendance à projeter leurs propres comportements sur les autres, ce qui pourrait en grande partie expliquer l'association observée entre la consommation d'alcool et de drogues d'un individu et celle de ses pairs¹⁵.

De surcroît, l'examen des données à un point particulier dans le temps ne permet aucunement d'établir le sens dans lequel s'exerce la relation de cause à effet entre la consommation d'alcool et de drogues d'un individu et celle de ses pairs. Les amitiés peuvent, certes, donner l'occasion d'apprendre par imitation et de renforcer le comportement, mais il se pourrait aussi que les adolescents recherchent des amis ayant des attitudes comparables aux leurs en ce qui concerne l'alcool, les drogues et le fait d'« être fauteur de trouble ». Néanmoins, les résultats quant à l'influence exercée par les pairs concordent avec ceux d'études antérieures^{16,17}.

Consommation parentale d'alcool

Les chercheurs ont établi clairement le lien qui existe entre la consommation d'alcool ou de drogues par les jeunes et les attitudes des parents et des pairs à l'égard de la toxicomanie et de l'alcoolisme, ainsi que les habitudes de consommation d'alcool et de drogues de ces derniers¹⁸⁻²¹. Selon la présente étude, l'influence des pairs est un facteur de risque de consommation d'alcool ou de drogues par les adolescents plus prononcé que la consommation d'alcool par les parents. Les adolescents qui vivent dans une famille où la consommation d'alcool est une source de tensions ne sont pas plus susceptibles de se souler ou de consommer d'autres drogues que ceux appartenant à une famille non touchée par ce genre de situation (tableau 3, tableau B en annexe). De même, les jeunes vivant dans une famille où le parent (habituellement la mère) a déclaré consommer en moyenne au moins cinq verres d'alcool par occasion ne sont pas plus susceptibles de se souler ou de prendre des drogues que ceux dont les parents consomment moins de cinq verres d'alcool en moyenne. L'ELNEJ ne fournit pas de

renseignements sur la consommation de drogues par les parents (voir *Limites*).

Âge, style parental et structure familiale

Outre le lien prononcé qui existe entre la consommation d'alcool ou de drogues et le comportement des pairs, plusieurs autres facteurs sont associés à la consommation d'alcool ou de drogues chez les jeunes de 12 à 15 ans. Naturellement, la cote exprimant le risque de se soûler ou de consommer de la drogue augmente considérablement avec l'âge. La cote exprimant le risque de s'être soûlé au cours de l'année qui a précédé l'enquête augmente d'un facteur de 2,1 par année d'âge supplémentaire et celle d'avoir pris de la drogue, d'un facteur de 1,7 (tableau 3).

Plusieurs questions ont été posées aux adolescents qui ont participé à l'ELNEJ au sujet de leur relation avec leurs parents. Trois aspects de cette relation sont considérés dans la présente analyse, à savoir l'hostilité parentale, la surveillance parentale et la cohésion parent-enfant (voir *Définitions*). En tenant compte de l'effet d'autres facteurs, on observe une cote exprimant le risque de se soûler ou de prendre de la drogue significativement élevée chez les jeunes dont les parents ont une attitude négative ou hostile. Dans un tel contexte, les relations parent-enfant sont souvent caractérisées par la colère, les menaces et l'application incohérente de règlements. Cette cote augmente d'un facteur d'environ 1,1 pour toute augmentation d'un point sur l'échelle d'hostilité parentale. Toutefois, les données ne permettent pas d'inférer le sens de la relation causale entre l'hostilité parentale et la consommation d'alcool ou de drogues par l'adolescent. Il se pourrait que l'attitude des parents à l'égard de l'adolescent ait changé après la manifestation de problèmes comportementaux, comme la consommation d'alcool ou de drogues.

Comparativement aux adolescents appartenant à une famille biparentale, ceux qui vivent dans une famille recomposée sont plus susceptibles d'avoir utilisé des drogues. La cote exprimant le risque de consommer de la drogue est presque deux fois plus élevée pour les adolescents vivant dans une famille recomposée que pour ceux vivant dans d'autres types de famille biparentale. Ces résultats sont

comparables à ceux de travaux de recherche menés aux États-Unis selon lesquels le fait de vivre dans une famille recomposée augmente le risque de comportement délinquant précoce²².

Aucune différence ne se dégage entre les garçons et les filles, et ni le revenu du ménage ni la vie en région urbaine ou rurale n'est associé à l'ivresse ou à la consommation de drogues chez les jeunes.

Résultats et engagement scolaires

L'étude montre que les résultats et l'engagement scolaires autodéclarés d'un adolescent sont associés à la consommation d'alcool au point de se soûler et à la consommation de drogues, résultats qui sont comparables à ceux d'études antérieures^{23,24}. Même en neutralisant l'effet d'autres facteurs confusionnels éventuels, la cote exprimant le risque de s'être soûlé l'année qui a précédé l'enquête est plus de deux fois plus élevée pour les jeunes qui ont déclaré avoir des résultats mauvais ou très mauvais à l'école que pour ceux obtenant de bons ou de très bons résultats (tableau 3). En outre, les jeunes intéressés par les études étaient moins susceptibles de déclarer s'être soûlés que ceux dont l'engagement scolaire était plus faible. Ni l'une ni l'autre de ces mesures liées aux études n'est par contre associée à la consommation précoce de drogues.

Événements stressants de la vie et facteurs de protection

D'autres études ont indiqué que les comportements à haut risque peuvent se manifester sous l'influence du stress, les jeunes consommant de la drogue pour se reconforter, éprouver un répit ou échapper aux tensions²⁵⁻²⁷. Toutefois, selon la présente étude, si l'on tient compte d'autres facteurs exerçant une influence sur la vie de l'adolescent, il n'existe aucune relation entre la consommation de drogues et les problèmes émotionnels. En outre, la cote exprimant le risque de s'être soûlé durant l'année qui a précédé l'enquête est effectivement plus faible pour les adolescents faisant état de problèmes émotionnels (tableau 3). Cette association va à l'encontre de ce que suggèrent différents travaux parus auparavant. Il se pourrait que les événements stressants de la vie représentent des facteurs de risque de

Limites

L'échantillon de jeunes de 12 à 15 ans tiré de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) utilisé pour la présente analyse ne contient pas un nombre suffisant d'enregistrements pour faire la distinction entre les jeunes ayant fait l'expérience de l'alcool ou des drogues une fois et ceux qui en consomment régulièrement. La consommation fréquente de drogues ou la quantité utilisée par occasion pourrait être une meilleure indication de problèmes graves que la déclaration de toute consommation de drogues au cours des 12 derniers mois.

Comme il en est de toutes les enquêtes longitudinales, l'échantillon de l'ELNEJ s'est érodé. Le taux de non-réponse a augmenté progressivement, particulièrement pour le questionnaire s'adressant aux jeunes : environ 5 % des enfants de 10 à 13 ans compris dans l'échantillon longitudinal du cycle 2 n'ont pas répondu au questionnaire du cycle 3. Il est possible que ceux qui ont cessé de participer à l'enquête courent un risque plus élevé de problèmes familiaux, scolaires et de consommation d'alcool ou de drogues. En outre, la population la plus vulnérable, c'est-à-dire les jeunes qui vivent dans la rue, ne sont pas suivis par l'ELNEJ. De surcroît, bien qu'on ait assuré les participants à l'enquête que leurs réponses demeureront anonymes et confidentielles, le taux de réponse aux questions sur la consommation d'alcool et de drogues a été d'environ 80 %. Par conséquent, il est possible qu'il existe un biais de non-réponse.

Bien que l'ELNEJ soit une enquête longitudinale, la présente analyse est transversale, parce qu'un certain nombre de mesures importantes, comme l'influence des pairs et l'engagement scolaire, n'étaient disponibles que pour 1998-1999. Par conséquent, il est impossible de tirer des conclusions quant à la direction de la causalité de ces relations. Il pourrait exister une relation réciproque entre nombre de facteurs, comme l'engagement scolaire, les résultats scolaires, les relations familiales et l'anxiété, et la consommation d'alcool ou de drogues. Par exemple, si le fait d'avoir un parent dont les méthodes parentales sont généralement négatives peut être associé à la consommation précoce d'alcool ou de drogues, se faire prendre avec de l'alcool ou de la drogue peut exacerber la tension.

L'ELNEJ ne fournit pas de renseignements sur la consommation parentale de drogues, mais on a demandé aux parents si l'alcool était une source de tensions familiales et à la personne connaissant le mieux l'enfant (PCM) — habituellement la mère — si elle avait consommé au moins cinq verres d'alcool en une même occasion. On a également posé cette question à la PCM au sujet de son conjoint ou de sa conjointe, mais cette variable n'a pas été incluse dans le modèle final, car les données n'étaient disponibles que pour les familles biparentales.

La consommation de drogues par les frères ou les sœurs plus âgés peut démystifier et légitimer la consommation d'alcool ou de drogues et inciter une première expérience plus précoce. Selon une étude récente, avoir des frères ou des sœurs qui fument fait augmenter la cote exprimant le risque d'usage du tabac chez les adolescents²⁸. Une étude ontarienne récente montre, elle aussi, une forte association entre les frères et sœurs en ce qui concerne la consommation de tabac, d'alcool et de marijuana²⁹. Cependant, l'ELNEJ ne fournit aucune donnée sur la consommation d'alcool et de drogues par les frères et sœurs.

La validité des données autodéclarées n'est pas connue. L'autodéclaration de comportements qui sont influencés par les normes sociales et les perceptions peut poser des problèmes. Ainsi, les jeunes pourraient exagérer leur consommation d'alcool ou de drogues pour se vanter ou la sous-déclarer parce qu'ils sont gênés ou craignent des répercussions. Comme l'expression « se soûler » n'a pas été expliquée aux participants à l'enquête, il est possible que cet aspect de la consommation d'alcool n'ait pas été déclaré correctement.

toxicomanie ultérieure plus graves que l'expérimentation précoce.

La participation à des services religieux protègent les jeunes contre la consommation abusive d'alcool. La cote exprimant le risque de s'être soûlé l'année qui a précédé l'enquête est nettement plus faible chez les jeunes qui participaient chaque semaine à des services religieux que chez ceux qui ne le faisaient qu'une fois par an ou moins. Par contre, alors que d'autres études donnent à penser que la participation à des activités religieuses protège contre la consommation de drogues^{30,31}, la participation régulière à des services religieux ne fait pas baisser la cote exprimant le risque de consommer de la drogue.

Mot de la fin

D'après les données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes de 1998-1999, les facteurs principalement associés à la consommation précoce d'alcool et de drogues chez les adolescents sont les amis, les parents et l'école. Les cotes les plus élevées exprimant le risque de se soûler ou de consommer des drogues s'observent chez les jeunes de 12 à 15 ans dont les amis sont souvent auteurs de trouble ou qui ont déclaré que tous leurs amis ou presque tous consomment les mêmes substances intoxicantes, ou dont les parents ont une attitude hostile.

La présente étude tend à renforcer les constats selon lesquels le comportement des pairs est étroitement lié à la consommation d'alcool et de drogues des adolescents. Bien que ces résultats fassent écho à ceux d'autres études, ils doivent être interprétés avec prudence, car le niveau réel de consommation d'alcool ou de drogues par les pairs est inconnu. Il est également impossible de déterminer si « qui se ressemble s'assemble » ou si un effet d'influence des pairs contribue à la force de ces résultats.

Un aspect de la relation parent-enfant demeure fortement associé à la consommation d'alcool et de drogues. Ainsi, la cote exprimant le risque que les adolescents se soûlent et consomment des drogues est plus élevée si les interactions parent-enfant sont caractérisées par un renforcement négatif et une

application incohérente de règlements. Par contre, la surveillance parentale n'est associée ni à la consommation d'alcool au point de se soûler ni à la consommation de drogues, quand on tient compte des effets d'autres facteurs d'influence.

Les résultats scolaires et l'engagement scolaire autodéclarés sont des facteurs augmentant le risque de se soûler, mais non de consommer des drogues. Un niveau élevé d'engagement scolaire et de bons résultats scolaires autodéclarés sont associés à une cote exprimant le risque de se soûler plus faible. Aucune relation comparable n'a été observée pour

la consommation de drogues lorsque l'effet d'autres facteurs est pris en compte.

Le suivi des participants à l'ELNEJ durant leurs études secondaires et au-delà pourrait fournir d'autres éclaircissements sur la relation entre certains facteurs de risque et la consommation d'alcool et de drogues des adolescents, ainsi que sur l'effet à long terme qu'à le début précoce de la consommation de substances intoxicantes sur le profil ultérieur de consommation de ces substances et sur l'état de santé général. ●

Références

1. D. De Micheli et M. Formigoni, « Are reasons for the first use of drugs and family circumstances predictors of future use patterns? », *Addictive Behaviors*, 27, 2002, p. 87-100.
2. D.B. Towberman et R.M. McDonald, « Dimensions of adolescent self-concept associated with substance use », *Journal of Drug Issues*, 23(3), 1993, p. 525-533.
3. E.M. Adlaf, A. Paglia, F.J. Ivis, *Drug Use among Ontario Students, 1977-2001: Findings from the OSDUS*, Toronto, Ontario, CAMH Research Document Series, 2001.
4. C. Poulin, L. Van Til, B. Wilbur *et al.*, « Alcohol and other drug use among adolescent students in the Atlantic provinces », *Revue canadienne de santé publique*, 90(1), 1999, p. 27-29.
5. Substance Abuse and Mental Health Services, Administration. *Results from the 2001 National Household Survey on Drug Abuse: Volume 1, Summary of National Findings* (NHSDA Series H-17, DHHS Publication No. SMA 02-3758), Rockville, Maryland, Office of Applied Studies, 2002.
6. Australian Institute of Health and Welfare, *2001 National Drug Strategy Household Survey: First Results* (AIHW Drug Statistics Series No. 9), Canberra, Australia, Australian Institute of Health and Welfare, 2002.
7. P. Miller et M. Plant, « Drinking, smoking, and illicit drug use among 15 and 16 year olds in the United Kingdom », *British Medical Journal*, 17(8), 1996, p. 313-397.
8. J. Thomas, « Statistiques sur les tribunaux de la jeunesse, 2001-2002 », *Juristat*, 23(3), 2003, p. 1-18 (Statistique Canada, n° 85-002-XIF au catalogue).
9. J.C. Anthony et K.R. Petronis, « Early-onset drug use and risk of later drug problems », *Drug and Alcohol Dependence*, 40, 1995, p. 9-15.
10. L. Kraus, K. Bloomfield, R. Augustin *et al.*, « Prevalence of alcohol use and the association between onset of use and alcohol-related problems in a general population sample in Germany », *Addiction*, 95(9), 2000, p. 1389-1401.
11. D.J. DeWit, E.M. Adlaf, D.R. Offord *et al.*, « Age at first alcohol use: A risk factor for the development of alcohol disorders », *American Journal of Psychiatry*, 157(5), 2000, p. 745-750.
12. 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).
13. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 281-310.
14. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap Variance Estimation for the National Population Health Survey », *American Statistical Association: Proceedings of the Survey Research Methods Section*, Baltimore, Maryland, août 1999.
15. K.E. Bauman et S.T. Ennett, « On the importance of peer influence for adolescent drug use: commonly neglected considerations », *Addiction*, 91(2), 1996, p. 185-198.
16. D.S. Elliott, D. Huizinga et S.S. Ageton, *Explaining Delinquency and Drug Use*, Beverly Hills, Californie, SAGE Publications, 1985.
17. A.C. Marcos, S.J. Bahr et R.E. Johnson, « Testing of a bonding/association theory of adolescent drug use », *Social Forces*, 65(1), 1986, p. 135-161.
18. R. Akers, *Criminological Theories: Introduction, Evaluation and Application*, Los Angeles, Californie, Roxbury Publishing Company, 2000.
19. J.D. Hawkins, J.M. Jensen, R.F. Catalano *et al.*, « Delinquency and drug abuse: Implications for social services », *Social Service Review*, juin 1988, p. 258-284.
20. J.D. Hawkins, J.W. Graham, E. Maguin *et al.*, « Exploring the effects of age of alcohol use initiation and psychosocial risk factors on subsequent alcohol misuse », *Journal of Studies on Alcohol*, 58(11), 1997, p. 280-290.
21. T.C. Harford et B.F. Grant, « Psychosocial factors in adolescent drinking contexts », *Journal of Studies on Alcohol*, 48, 1987, p. 551-557.
22. C. Coughlin et S. Vuchinich, « Family experience in preadolescence and the development of male delinquency », *Journal of Marriage and the Family*, 58, 1996, p. 491-501.

23. S.T. Ennett, R.L. Flewelling, R.C. Lindrooth *et al.*, « School and neighborhood characteristics associated with school rates of alcohol, cigarette, and marijuana use », *Journal of Health and Social Behavior*, 38, mars 1997, p. 55-71.
24. J. Tanner et H. Krahn, « Part-time work and deviance among high-school seniors », *Cahiers canadiens de sociologie*, 16(3), 1991, p. 281-302.
25. K.R. Allison et D. Mates, « Student stress, coping, and drug use », *Public Health and Epidemiological Report Ontario*, 1(6), 1990, p. 82-89.
26. K.R. Allison, E.N. Adlaf et D. Mates, « Life strain, coping, and substance use among high school students », *Addiction Research*, 5(3), 1997, p. 251-272.
27. K.R. Allison, E.N. Adlaf, A. Ialomiteanu *et al.*, « Predictors of health risk behaviours among young adults: Analysis of the National Population Health Survey », *Revue canadienne de santé publique*, 90(2), 1999, p. 85-89.
28. T.Q. Miller et R.J. Volk, « Family relationships and adolescent cigarette smoking: Results from a national longitudinal survey », *Journal of Drug Issues*, 32(3), 2002, p. 945-972.
29. M.H. Boyle, M. Sanford, P. Szatmari *et al.*, « Familial influences on substance use by adolescents and young adults », *Revue canadienne de santé publique*, 92(3), 2001, p. 206-209.
30. D. Brownfield et A.M. Sorenson, « Religion and drug use among adolescents: a social support conceptualization and interpretation », *Deviant Behavior*, 12(3), 1991, p. 259-276.
31. P.C. Higgins et G.L. Albrecht, « Hellfire and delinquency revisited », *Social Forces*, 55(4), 1977, p. 952-958.

Annexe

Tableau A
Répartition de certaines caractéristiques, selon le sexe, population à domicile de 12 à 15 ans, Canada, territoires non compris, 1998-1999

	Les deux sexes			Garçons			Filles		
	Taille de l'échantillon	Population estimée		Taille de l'échantillon	Population estimée		Taille de l'échantillon	Population estimée	
		milliers	%		milliers	%		milliers	%
Total	4 296	1 660	100,0	2 155	855	100,0	2 141	805	100,0
Âge									
12 ans	1 259	460	27,7	635	239	27,9	624	221	27,4
13 ans	872	323	19,5	428	163	19,0	444	160	19,9
14 ans	1 256	479	28,8	629	249	29,2	627	229	28,5
15 ans	909	399	24,0	463	205	23,9	446	195	24,2
S'est soulé l'année précédente									
Oui	624	232	14,0	274	108	12,7	350	124	15,4
Non	2 819	1 091	65,7	1 448	563	65,9	1 371	527	65,5
Données manquantes	853	338	20,3	433	184	21,5	420	154	19,1
A consommé des drogues l'année précédente									
Oui	633	251	15,1	302	128	15,0	331	123	15,2
Non	2 924	1 107	66,7	1 465	558	65,2	1 459	549	68,3
Données manquantes	739	302	18,2	388	169	19,8	351	133	16,5
Consommation d'alcool par les pairs									
Tous/presque tous les amis consomment de l'alcool	761	279	16,8	335	127	14,9	426	152	18,8
Aucun ami ne/quelques amis consomment(nt) de l'alcool†	2 811	1 086	65,4	1 434	561	65,6	1 377	524	65,2
Données manquantes	724	296	17,8	386	167	19,6	338	129	16,0
Consommation de drogues par les pairs									
Tous/presque tous les amis consomment des drogues	468	196	11,8	220	93	10,9	248	103	12,8
Aucun ami ne/quelques amis consomment(nt) des drogues†	3 011	1 137	68,5	1 500	581	67,9	1 511	556	69,1
Données manquantes	817	327	19,7	435	181	21,2	382	146	18,2
La PCM déclare que les amis de l'enfant sont fauteurs de trouble									
Souvent/parfois	528	194	11,7	287	114	13,3	241	80	9,9
Rarement/jamais	3 424	1 320	79,5	1 701	668	78,1	1 723	652	81,0
Données manquantes	344	146	8,8	167	74	8,6	177	73	9,1
L'alcool est une source de tensions familiales									
Oui	216	80	4,8	109	44	5,1	107	36	4,5
Non†	3 967	1 531	92,2	1 995	783	91,5	1 972	748	93,0
Données manquantes	113	49 ^{E1}	3,0	51	29 ^{E2}	3,4	62	21 ^{E1}	2,6
La PCM consomme au moins 5 verres en moyenne									
Oui	197	52	3,1	112	33	3,9	85	19	2,3
Non†	3 974	1 557	93,7	1 987	796	93,0	1 987	761	94,5
Données manquantes	125	52 ^{E1}	3,1	56	27 ^{E2}	3,1	69	25 ^{E1}	3,1
Revenu du ménage									
Inférieur au seuil de faible revenu	610	245	14,8	312	116	13,6	298	129	16,0
Égal/supérieur au seuil de faible revenu†	3 609	1 379	83,1	1 799	715	83,5	1 810	665	82,6
Données manquantes	77	36 ^{E1}	2,2	44	25 ^{E1}	2,9	33	11 ^{E1}	1,4
Résidence									
Région urbaine	3 200	1 398	84,2	1 598	712	83,3	1 602	685	85,1
Région rurale†	1 054	238	14,4	530	123	14,4	524	115	14,3
Données manquantes	42	25 ^{E1}	1,5	27	20 ^{E2}	2,3	15	5 ^{E2}	0,6
Échelle d'hostilité parentale									
0 à 16	3 548	1 352	81,4	1 765	685	80,1	1 783	667	82,9
Données manquantes	748	308	18,6	390	170	19,9	358	138	17,1
Échelle de surveillance parentale									
0 à 16	3 551	1 352	81,5	1 768	685	80,1	1 783	667	82,9
Données manquantes	745	308	18,6	387	170	19,9	358	138	17,1
Échelle de cohésion parent-enfant									
0 à 40	3 986	1 531	92,2	2 003	786	91,9	1 983	744	92,4
Données manquantes	310	130	7,8	152	69	8,1	158	61	7,6
Structure familiale									
Famille monoparentale	842	329	19,8	420	167	19,5	422	162	20,1
Famille recomposée	374	141	8,5	183	66	7,7	191	75	9,3
Famille biparentale†	3 080	1 191	71,7	1 552	623	72,8	1 528	568	70,6
Résultats scolaires									
Mauvais/très mauvais	175	58	3,5	98	34	4,0	77	24 ^{E1}	3,0
Moyens	1 074	396	23,8	580	221	25,8	494	175	21,7
Bons/très bons†	2 324	907	54,7	1 101	432	50,5	1 223	476	59,1
Données manquantes	723	299	18,0	376	169	19,8	347	130	16,1
Échelle d'engagement scolaire									
0 à 21	3 610	1 378	83,0	1 799	697	81,4	1 811	682	84,7
Données manquantes	686	282	17,0	356	159	18,6	330	123	15,3
Échelle de problèmes émotionnels/anxiété									
0 à 16	3 627	1 389	83,7	1 811	706	82,6	1 816	683	84,8
Données manquantes	669	271	16,3	344	149	17,4	325	122	15,2
Participation à des activités religieuses									
Hebdomadaire	1 060	398	24,0	517	205	24,0	543	193	24,0
Mensuelle/quelques fois par année	1 434	522	31,4	728	271	31,7	706	251	31,1
Une fois par année ou moins†	1 698	697	42,0	863	356	41,6	835	342	42,5
Données manquantes	104	44 ^{E1}	2,7	47	24 ^{E2}	2,8	57	20 ^{E1}	2,5

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, fichier transversal, 1998-1999

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

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

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

† Catégorie de référence.

Tableau B
Pourcentage de jeunes déclarant s'être soulés ou avoir consommé des drogues, selon certaines caractéristiques, population à domicile de 12 à 15 ans, Canada, territoires non compris, 1998-1999

	L'année précédente :	
	S'est soulé %	A consommé des drogues %
Groupe d'âge		
12 à 13 ans	4,3*	6,0*
14 à 15 ans†	30,2	29,3
Sexe		
Garçons	16,1	18,7
Filles‡	19,0	18,3
Consommation d'alcool ou de drogues par les pairs		
Tous/presque tous les amis consomment de l'alcool ou des drogues	62,4*	81,2*
Aucun ami ne/quelques amis consomme(nt) de l'alcool ou des drogues	8,3	7,9
La PCM déclare que les amis de l'enfant sont fauteurs de trouble		
Souvent/parfois	30,1*	38,1*
Rarement/jamais†	15,0	14,7
L'alcool est une source de tensions familiales		
Oui	23,9 ^{E1}	26,8 ^{E1}
Non†	17,3	18,0
La PCM consomme au moins 5 verres en moyenne		
Oui	25,0 ^{E1}	23,7 ^{E1}
Non†	17,3	18,4
Résultats scolaires		
Mauvais/très mauvais	40,0*	42,3*
Moyens	22,6*	22,9*
Bons/très bons†	14,8	15,2
Participation à des activités religieuses		
Hebdomadaire	11,3*	12,3*
Mensuelle/quelques fois par année	17,2	18,3
Une fois par année ou moins†	21,7	22,4
Revenu du ménage		
Inférieur au seuil de faible revenu	17,0	20,8
Égal/supérieur au seuil de faible revenu†	17,8	18,3
Résidence		
Région urbaine	16,7*	18,3
Région rurale†	22,8	20,2
Structure familiale		
Famille monoparentale	21,2	24,2*
Famille recomposée	24,4	29,3*
Famille biparentale†	15,8	15,6

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, fichier transversal, 1998-1999

† Catégorie de référence.

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

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

Tableau C
Cotes moyennes pour la relation parent-enfant, l'engagement scolaire et la santé émotionnelle, selon la déclaration concernant le fait de s'être soulé ou d'avoir consommé des drogues, population à domicile de 12 à 15 ans, Canada, territoires non compris, 1998-1999

L'année précédente :	Échelle				
	Attitude parentale hostile†	Surveillance parentale‡	Cohésion parent-enfant§	Engagement scolaire§	Problèmes émotionnels/anxiété†
S'est soulé					
Oui	6,3*	11,5*	17,2*	14,6*	3,4
Non††	5,1	12,4	18,4	16,3	3,0
A consommé des drogues					
Oui	6,3*	11,5*	17,0*	14,3*	3,7*
Non††	5,1	12,4	18,4	16,3	3,1

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, fichier transversal, 1998-1999

† Varie de 0 (faible) à 16 (forte).

‡ Varie de 0 (faible) à 40 (forte).

§ Varie de 0 (faible) à 21 (forte).

†† Catégorie de référence.

* Valeur significativement différente de celle observée pour la catégorie de référence.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Information sur la santé : déclaration par procuration

Margot Shields

Résumé

Objectifs

Le présent article décrit la portée de la déclaration par procuration dans le cadre de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) réalisée par Statistique Canada. Il examine aussi les associations entre le mode de déclaration, d'une part, et la prévalence et l'incidence de certains problèmes de santé, d'autre part.

Sources des données

Les données proviennent des composantes des ménages transversales (1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999) et longitudinale (1994-1995 à 2000-2001) de l'ENSP. Des données supplémentaires proviennent de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2000-2001.

Techniques d'analyse

Les estimations de la prévalence des problèmes de santé obtenues d'après les deux fichiers transversaux produits pour chaque cycle de l'ENSP ont été comparées, le fichier comportant le plus faible taux de déclaration par procuration devant vraisemblablement produire les taux de prévalence les plus élevés. L'analyse multivariée des données longitudinales a permis d'examiner les associations entre les changements de mode de déclaration et l'incidence de certains problèmes de santé.

Principaux résultats

Comparativement au Fichier général de 1998-1999, pour lequel la déclaration par procuration est la plus fréquente, le Fichier santé de 1998-1999 produit des estimations plus élevées de la prévalence de certains problèmes de santé. La diminution du taux de déclaration par procuration au cours du temps est généralement associée à un accroissement plus important des estimations de la prévalence. Les analyses fondées sur le fichier longitudinal suggèrent que l'estimation de l'incidence de certains problèmes de santé chroniques pourrait aussi être sujette à un effet de procuration.

Mots-clés

Problèmes de santé chroniques, personnes handicapées, enquêtes sur la santé, études longitudinales.

Auteure

Margot Shields (613-951-4177; Margot.Shields@statcan.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé à Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

L'une des décisions importantes qu'il faut prendre durant la conception et la mise en œuvre d'une enquête sur la santé est d'accepter ou non les réponses par procuration. Si le bon sens indique qu'il est préférable de poser les questions sur la santé directement à la personne concernée, dans de nombreuses enquêtes, il est permis qu'une personne bien informée réponde pour d'autres.

La déclaration par procuration peut être acceptée par nécessité ou par commodité. La « déclaration par procuration par nécessité » englobe les situations où les personnes sélectionnées pour l'interview sont incapables de répondre elles-mêmes à cause d'un handicap physique ou mental. Manifestement, l'exclusion de ces personnes d'une enquête sur la santé biaiserait les estimations. La « déclaration par procuration par commodité » s'entend des situations où des réponses par procuration sont acceptées à l'égard de personnes capables de fournir elles-mêmes l'information qui les concerne. Recueillir l'information sur tous les membres d'un ménage auprès d'une seule personne permet d'obtenir un grand échantillon au moyen d'un seul

Méthodologie

Sources des données

Enquête nationale sur la santé de la population

Depuis 1994-1995, l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) réalisée tous les deux ans par Statistique Canada a permis de recueillir des renseignements sur les personnes vivant dans les ménages et dans les établissements de santé de toutes les provinces et tous les territoires, sauf les habitants des réserves indiennes, des bases des Forces canadiennes et de certaines régions éloignées^{1,2}. La présente analyse couvre la population à domicile de 18 ans et plus des 10 provinces.

Pour chacun des trois premiers cycles de l'enquête (1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999), deux fichiers transversaux ont été produits, à savoir le Fichier général et le Fichier santé. Le Fichier général contient des renseignements sur les caractéristiques sociodémographiques et des renseignements généraux sur la santé recueillis au moyen du questionnaire général sur tous les membres de chaque ménage participant. Le Fichier santé contient, pour chaque ménage, des renseignements détaillés sur la santé d'un membre du ménage sélectionné au hasard, ainsi que les renseignements généraux sur la santé de cette personne contenus dans le Fichier général.

Pour chaque cycle, deux taux de réponse transversaux sont calculés, à savoir le taux de réponse des ménages et le taux de réponse des personnes sélectionnées. Le taux de réponse des ménages est fondé sur le nombre de ménages pour lesquels on a obtenu au moins les réponses au questionnaire général pour le membre du ménage sélectionné au hasard. Le taux de réponse des personnes sélectionnées au hasard est fondé sur le nombre de ménages répondants pour lesquels les réponses au questionnaire détaillé sur la santé ont été recueillies pour le membre du ménage sélectionné au hasard.

	Taux de réponse	
	Ménages	Personnes sélectionnées %
1994-1995	88,7	96,1
1996-1997	82,6	95,6
1998-1999	87,6	98,5

Un fichier longitudinal a également été produit. En 1994-1995, un panel de 17 276 personnes (un sous-ensemble des membres des ménages sélectionnés au hasard) a été sélectionné pour le suivi lors des cycles subséquents de l'enquête. Au quatrième cycle, l'ENSP est devenue une enquête strictement longitudinale et les fichiers général et santé ont été regroupés. La présente analyse est réalisée sur le fichier « carré » longitudinal du quatrième cycle (2000-2001) qui contient les enregistrements pour toutes les personnes sélectionnées au départ pour faire partie du panel longitudinal pour lesquelles des renseignements sont disponibles dans le Fichier général du premier cycle, que des renseignements à leur sujet aient été recueillis ou non lors des cycles ultérieurs.

Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes

Les taux de prévalence de l'arthrite en 2000-2001 sont calculés d'après les données du cycle 1.1 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) réalisée par Statistique Canada. Cette enquête a pour champ d'observation la population à domicile de 12 ans et plus des provinces et des territoires, sauf les habitants des réserves indiennes, des bases des Forces canadiennes et de certaines régions éloignées³. La collecte des données a débuté en septembre 2000 et s'est poursuivie pendant 14 mois. La taille de l'échantillon est de 131 535 et le taux de réponse, de 84,7 %. Les données de l'ESCC analysées ici ont été recueillies auprès de 116 171 personnes de 18 ans et plus des 10 provinces.

Techniques d'analyse

Les taux de déclaration par procuration, calculés d'après des données pondérées, sont présentés pour les fichiers transversaux (Général et Santé) créés pour les trois premiers cycles de l'ENSP, ainsi que pour le fichier longitudinal du quatrième cycle^{4,5}. Les tailles d'échantillon et les dénombrements non pondérés selon le mode de déclaration pour tous les fichiers sont présentés aux tableaux A et B en annexe.

Des estimations produites d'après le Fichier général et le Fichier santé transversaux pour les premier et troisième cycles ont été comparées afin d'étudier l'existence éventuelle d'un effet de procuration sur l'estimation de la prévalence des problèmes de santé. Une hypothèse a ainsi été formulée selon laquelle le Fichier santé du troisième cycle (1998-1999), étant donné son plus faible taux de déclaration par procuration, produirait des estimations plus élevées de la prévalence que le Fichier général. Par contre, on s'attendait à ce que les estimations produites d'après les deux fichiers du premier cycle (1994-1995) soient plus semblables, puisque les taux de déclaration par procuration sont similaires.

Des modèles de régression logistique multiple ont été utilisés pour examiner la possibilité d'un effet de procuration sur l'estimation de l'incidence des problèmes de santé. Chaque modèle visait à examiner l'incidence sur deux ans de certains problèmes de santé (nouveaux cas survenus durant la période de deux ans) en fonction du changement de mode de déclaration au cours de la même période. Compte tenu de plusieurs règles de sélection des participants à l'ENSP et d'un examen de la littérature sur la déclaration par procuration, plusieurs variables de contrôle ont été incluses dans les modèles, à savoir le sexe, l'âge, les modalités de logement, le niveau de scolarité, le revenu du ménage, la situation d'emploi et l'indice de l'état de santé. Les régressions ont été exécutées sur le fichier carré longitudinal couvrant la période de 1994-1995 à 2000-2001. Un nouveau cas est défini comme étant un problème de santé déclaré lors du deuxième, troisième ou quatrième cycle par une personne qui n'avait pas déclaré le problème lors du cycle précédent. Pour chaque intervalle de deux ans (1994-1995 à 1996-1997, 1996-1997 à 1998-1999 et 1998-1999 à 2000-2001), un nouvel enregistrement a été créé pour chaque répondant qui n'avait pas déclaré le problème de santé lors du cycle précédent. Par conséquent, pour chaque problème de santé, un répondant particulier peut contribuer jusqu'à trois enregistrements à l'analyse, c'est-à-dire un pour chaque intervalle de deux ans. Environ 30 000 enregistrements ont été utilisés dans chaque modèle (fourchette variant de 27 204 à 34 995).

Pour tenir compte des effets du plan de sondage, la variance des taux de prévalence et d'incidence, des écarts entre les taux et des rapports de cotes a été calculée par la méthode du *bootstrap*⁶. Pour comparer les taux entre les cycles de l'ENSP, on a utilisé les poids *bootstrap* qui tiennent compte du chevauchement de l'échantillon.

Limites

Les écarts entre les valeurs autodéclarées et déclarées par procuration pour les problèmes de santé sont généralement considérés comme des témoins de la sous-déclaration faite par les déclarants par procuration. La comparaison avec les données des dossiers médicaux montre que la sous-déclaration est plus courante dans le cas de la déclaration par procuration que dans celui de l'autodéclaration⁹⁻¹¹. Cependant, même si les personnes qui répondent personnellement peuvent aussi sous-déclarer les événements ayant trait à la santé et aux soins de santé⁹⁻¹³, elles peuvent, dans certains cas, les surdéclarer. Par exemple, dans l'ENSP, la définition d'un problème de santé chronique est : « problème de santé de longue durée, c'est-à-dire un état qui persiste ou qui devrait persister six mois ou plus, et qui a été diagnostiqué par un professionnel de la santé ». Bien que les intervieweurs lisent cette définition, une personne qui, par exemple, souffre de maux de dos depuis plusieurs mois pourrait déclarer un problème de maux de dos même si celui-ci n'a pas été diagnostiqué par un professionnel de la santé. Si ce phénomène est plus fréquent en cas d'autodéclaration que de déclaration par procuration, l'effet sera une surestimation.

Les modèles utilisés pour analyser l'incidence des problèmes de santé en fonction du changement de mode de déclaration contiennent des variables de contrôle pour les facteurs sociodémographiques et d'autres facteurs confusionnels susceptibles d'être associés à l'état de santé. Les résultats pourraient être trompeurs si des variables importantes liées à la morbidité et au mode de déclaration étaient omises par inadvertance ou si elles n'étaient pas disponibles dans le cadre de l'ENSP.

Bien que les résidents des établissements de soins prolongés aient été interviewés dans le cadre de l'ENSP, la présente analyse ne couvre pas cette population. La déclaration par procuration pour les résidents des établissements de santé n'a été acceptée qu'en cas de nécessité et, par conséquent, il n'est pas possible d'évaluer le biais éventuellement lié à la déclaration par procuration.

contact par ménage, ce qui améliore le taux de réponse et réduit les coûts. Le fait qu'il ne soit pas nécessaire d'effectuer plusieurs appels de suivi pour interviewer les personnes difficiles à joindre contribue aussi à la réduction des coûts.

Les motifs qui poussent à accepter la déclaration par procuration sont souvent convaincants, mais cette pratique peut donner lieu à une sous-estimation de certains problèmes de santé. En fait, les déclarants par procuration ont tendance à moins bien connaître l'état de santé de la personne visée que la personne elle-même. Or, des sous-estimations liées à des cas de déclaration par procuration ont été observées en ce qui concerne les problèmes de santé chroniques, l'incapacité, la limitation des activités, la douleur, la consommation de médicaments, les visites chez le médecin et l'hospitalisation, ce qui témoigne d'un biais par défaut^{10,11,14-22}. Cependant, la comparaison des données d'enquête aux données administratives tirées des dossiers médicaux donne à penser que même l'autodéclaration peut donner lieu à une sous-estimation des événements liés à la santé⁹⁻¹³.

Des études portant sur des personnes âgées ou de santé fragile laissent supposer que, pour ces dernières, le biais pourrait être de sens opposé. Autrement dit, les personnes choisies pour répondre par procuration pourraient déclarer un plus grand nombre de problèmes de santé que ne le feraient les personnes elles-mêmes^{21,23-28}. La surestimation est particulièrement courante quand on accepte la déclaration par procuration au nom de personnes vivant en établissement de santé.

Au moyen de données transversales et longitudinales tirées de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de Statistique Canada, le présent article examine l'existence éventuelle d'un « effet de procuration » (estimations biaisées) dû à la déclaration par procuration. L'analyse porte sur la population à domicile de 18 ans et plus au moment de l'interview (voir *Méthodologie et Définitions*).

Lignes directrices

En 1994-1995, lors du premier cycle de l'ENSP, la déclaration par procuration a été acceptée par nécessité ainsi que par commodité, selon l'information recueillie.

Au départ, l'ENSP comptait deux questionnaires, à savoir le questionnaire général et le questionnaire sur la santé. Le questionnaire général servait à recueillir des renseignements sur les caractéristiques sociodémographiques et des renseignements généraux sur la santé (problèmes de santé chroniques, incapacité de longue durée, incapacité au cours des deux dernières semaines et utilisation des services de santé) de chaque membre des ménages sélectionnés pour participer à l'enquête. Comme il s'agissait généralement de renseignements factuels objectifs, la déclaration par procuration pour des raisons de commodité a été acceptée.

En outre, dans chaque ménage sélectionné, une personne a été choisie au hasard pour répondre au questionnaire détaillé sur la santé qui couvre des sujets tels que l'usage du tabac, l'activité physique, la consommation de médicaments, le soutien social et la santé mentale. Comme les questions étaient détaillées et souvent personnelles, la déclaration par procuration n'a été acceptée que par nécessité. Certaines questions de nature hautement subjective et personnelle ont été omises quand la déclaration se faisait par procuration.

Ces lignes directrices ont été en vigueur pour les deux premiers cycles de l'ENSP (1994-1995 et 1996-1997). Lors du troisième cycle (1998-1999), une modification a été introduite à cause de la composante longitudinale, c'est-à-dire le sous-ensemble de personnes sélectionnées au hasard dans les ménages pour être suivies au fil du temps. Par crainte que des variations éventuelles du mode de déclaration d'un cycle à l'autre aient un effet confusionnel sur les mesures des changements, les intervieweurs du troisième cycle ont reçu l'instruction de recueillir l'information directement auprès des membres du panel longitudinal **à la fois** pour le questionnaire général et pour le questionnaire sur la santé. S'il s'avérait impossible de rejoindre les membres du panel longitudinal pendant toute la durée de la période de collecte, les intervieweurs avaient le droit d'accepter une déclaration par procuration pour le questionnaire général; par contre, pour le questionnaire sur la santé, seule la déclaration par procuration par nécessité a été acceptée. (Pour les autres membres du ménage, les règles antérieures continuaient de s'appliquer.)

Au quatrième cycle (2000-2001), lorsque l'ENSP est devenue une enquête strictement longitudinale, le questionnaire général et celui sur la santé ont été regroupés et les réponses par procuration n'ont plus été acceptées que par nécessité.

Taux de déclaration par procuration

Pour chacun des trois premiers cycles de l'ENSP, deux fichiers transversaux ont été créés, à savoir le Fichier général et le Fichier santé. Le Fichier général contient un enregistrement pour chaque membre de chaque ménage déclarant et regroupe l'information recueillie à l'aide du questionnaire général. Le Fichier santé contient un enregistrement pour chaque répondant sélectionné au hasard pour faire partie du panel longitudinal (un seul enregistrement par ménage) et, pour chacune de ces personnes, l'information recueillie au moyen du questionnaire sur la santé ainsi que l'information sur ces personnes figurant dans le Fichier général.

Comme l'information contenue dans le Fichier santé provient de deux questionnaires auxquels s'appliquent des lignes directrices différentes concernant la déclaration par procuration, la

situation de déclaration peut être « mixte » pour les enregistrements de ce fichier. Par exemple, un homme marié inclus dans le panel longitudinal pourrait avoir répondu lui-même au questionnaire sur la santé, alors que sa femme avait répondu en son nom au questionnaire général. Par conséquent, deux taux de déclaration par procuration sont calculés pour le Fichier santé : un pour le questionnaire sur la santé et l'autre pour le questionnaire général.

Dans le cas du Fichier général, le taux de réponse par procuration au questionnaire général, de l'ordre de 35 %, est assez stable d'un cycle à l'autre de l'enquête (tableau 1). Par contre, dans le cas du Fichier santé, le taux de réponse par procuration pour l'information provenant du questionnaire général a diminué considérablement, pour passer de 31 % en 1994-1995 à 15 % en 1998-1999. Pour le questionnaire sur la santé, le taux de déclaration par procuration est inférieur à 5 % pour les trois cycles.

Effet sur la prévalence des problèmes de santé

Les taux de déclaration par procuration différents observés pour le Fichier général et le Fichier santé donnent une occasion d'examiner l'« effet de procuration ». Ces deux fichiers contiennent des nombres d'enregistrements fort différents, mais les fichiers ont été pondérés de façon à pouvoir les utiliser pour produire des estimations couvrant exactement les mêmes populations. En outre, chaque enregistrement du Fichier santé est automatiquement inclus dans le Fichier général, et les données pour les autres enregistrements du Fichier général sont recueillies selon les mêmes méthodes, au même moment et par les mêmes intervieweurs. Par contre, les taux de déclaration par procuration diffèrent : en 1998-1999, ils étaient de 35 % pour le Fichier général et de 15 % pour le Fichier santé; en 1994-1995, ils étaient de 36 % et 31 %, respectivement. Si les personnes qui répondent personnellement sont plus susceptibles de déclarer des problèmes de santé que celles qui font la déclaration par procuration, les estimations des taux de prévalence pour 1998-1999 fondées sur le Fichier santé, pour lequel le taux de déclaration

Tableau 1
Pourcentage de réponses par procuration à l'Enquête nationale sur la santé de la population, fichiers transversaux, selon le sexe, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999

	Questionnaire général		Questionnaire sur la santé
	Fichier général	Fichier santé	Fichier santé
	%	%	%
Total			
1994-1995	36,0	31,1	4,9
1996-1997	37,9	23,7	2,3
1998-1999	34,5	14,6	2,2
Hommes			
1994-1995	51,1	45,6	7,1
1996-1997	50,5	33,4	3,0
1998-1999	47,9	22,0	3,1
Femmes			
1994-1995	21,4	17,2	2,8
1996-1997	25,9	14,4	1,6
1998-1999	21,6	7,6	1,4

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier général et Fichier santé, 1994-1995 à 1998-1999

par procuration est faible, devraient être plus élevées que celles fondées sur le Fichier général. En revanche, pour 1994-1995, période où les taux de déclaration par procuration étaient comparables pour les deux fichiers, les estimations devraient en principe être plus comparables.

Les estimations de la prévalence des problèmes de santé chroniques, de l'incapacité de longue durée et de l'incapacité au cours des deux dernières semaines calculées d'après le Fichier général et le Fichier santé de 1994-1995 sont effectivement fort

semblables : le seul écart significatif entre les deux fichiers est celui observé à l'égard de la prévalence des allergies non alimentaires (tableau 2). Mais il n'en est pas ainsi pour 1998-1999 : outre les allergies non alimentaires, les estimations fondées sur le Fichier santé sont plus élevées que celles fondées sur le Fichier général pour l'asthme, l'arthrite, les maux de dos, la migraine, les ulcères à l'estomac ou à l'intestin, l'incontinence urinaire, les troubles thyroïdiens, la limitation des activités, l'incapacité de longue durée et la limitation des activités normales

Tableau 2

Estimations de la prévalence des problèmes de santé chroniques et de l'incapacité d'après le Fichier général et le Fichier santé de l'Enquête nationale sur la santé de la population, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1994-1995 et 1998-1999

	1994-1995		1998-1999		Écart entre les cycles
	Fichier général	Fichier santé	Fichier général	Fichier santé	
	%		%		
Problèmes de santé chroniques					
Allergies non alimentaires	16,5	17,2*	21,3	23,9*	ch
Arthrite	13,7	14,2	14,9	16,8*	ch
Maux de dos	14,6	15,1	14,3	15,0*	
Hypertension	9,7	9,7	11,9	12,1	
Migraine	7,3	7,6	7,4	8,2*	ch
Asthme	5,6	5,7	7,0	7,7*	ch
Allergies alimentaires	5,4	5,4	6,6	6,8	
Maladie cardiaque	4,4	4,2	4,6	4,7	
Troubles thyroïdiens	4,3	4,6*	...
Diabète	3,4	3,4	3,9	3,8	
Cataracte	2,7	2,7	3,5	3,5	
Ulcère à l'estomac ou à l'intestin	3,5	3,6	2,7	3,1*	
Bronchique chronique/emphysème	3,0	3,3	2,5	2,7	
Incontinence urinaire	1,1	1,2	2,0	2,3*	ch
Troubles intestinaux	1,7	1,8	...
Cancer	1,7	1,7	1,6	1,6	
Glaucome	1,1	1,1	1,4	1,3	
Troubles dus à un accident vasculaire cérébral	0,9	1,0	1,1	1,2	
Épilepsie	0,6	0,7	0,6	0,7	
Maladie d'Alzheimer/autre démence	0,1	0,1 ^{E1}	0,3	0,3	
Incapacité de longue durée					
Limitation des activités	17,3	17,4	14,1	15,0*	ch
Incapacité	15,4	15,8	12,4	13,6*	ch
Limitation des activités ou incapacité	21,1	21,5	17,4	18,9*	ch
Dépendance pour les activités instrumentales de la vie quotidienne	9,1	9,2	11,9	12,3	
Dépendance pour les activités de la vie quotidienne	1,6	1,5	2,2	2,2	
Incapacité au cours des deux dernières semaines					
Au moins un jour de limitation des activités	12,7	12,5	10,8	11,5*	ch
Au moins un jour d'alitement	6,8	6,8	5,8	5,9	
Taux de réponse par procuration au questionnaire général (%)					
	36,0	31,1	34,5	14,6	
Taille de l'échantillon (nombre de répondants)					
	41 045	16 291	34 543	14 150	

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

* Valeur significativement plus élevée que l'estimation d'après le Fichier général pour le cycle correspondant ($p < 0,05$)

ch Écart entre les estimations basées sur les Fichiers santé de 1994-1995 et de 1998-1999 significativement différent de celui entre les estimations basées sur le Fichier général ($p < 0,05$).

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

... N'ayant pas lieu de figurer.

au cours des deux dernières semaines à cause d'une maladie ou d'une blessure.

Des études antérieures ont montré que la déclaration par procuration est plus exacte pour des problèmes de santé graves, douloureux, persistants ou pouvant mettre la vie en danger^{9,15,16,19}. Fidèles à l'esprit de tels résultats, les estimations fondées sur le Fichier général et sur le Fichier santé de 1998-1999 ne diffèrent pas significativement pour le diabète, l'épilepsie, la maladie cardiaque, le besoin d'aide pour vaquer aux activités de la vie quotidienne et l'alitement pendant au moins une journée au cours des deux semaines précédentes à cause d'une maladie ou d'une blessure.

Variation de la prévalence

Avant que l'ENSP ne devienne strictement longitudinale, celle-ci était menée tous les deux ans afin notamment de suivre la prévalence des problèmes de santé au cours du temps. Cependant, des variations apparentes de la prévalence pourraient refléter des changements de mode de déclaration. Comme il a déjà été mentionné, le taux de déclaration par procuration est demeuré assez stable pour le Fichier général, alors qu'il a baissé pour la partie correspondant au questionnaire général incluse dans le Fichier santé, pour passer de 31 % en 1994-1995 à 15 % en 1998-1999.

S'il existe un effet de procuration, cette réduction du taux de déclaration par procuration pourrait se traduire par une augmentation importante de la prévalence de certains problèmes de santé dans le Fichier santé, particulièrement pour les états les moins graves ou les moins facilement observables. À cet égard, les données du Fichier santé indiquent en effet une augmentation plus importante de la prévalence des allergies non alimentaires, de l'asthme, de l'arthrite, de la migraine, de l'incontinence urinaire et de la réduction des activités normales au cours des deux dernières semaines (tableau 2) que ne l'indiquent les données du Fichier général. La prévalence de la limitation des activités et de l'incapacité de longue durée a diminué dans les deux fichiers, mais le fléchissement est plus important pour le Fichier santé, ce qui, de nouveau, suggère un effet de procuration.

Hommes et femmes

En 1998-1999, l'écart entre les taux de déclaration par procuration calculés pour le Fichier général et le Fichier santé était plus important chez les hommes

Tableau 3

Estimations de la prévalence des problèmes de santé chroniques et de l'incapacité, selon le sexe, d'après le Fichier général et le Fichier santé de l'Enquête nationale sur la santé de la population, population à la domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999

	Hommes		Femmes	
	Fichier général	Fichier santé	Fichier général	Fichier santé
	%		%	
Problèmes de santé chroniques				
Allergies non alimentaires	17,5	19,9*	25,0	27,8*
Arthrite	10,5	12,5*	19,1	20,9*
Maux de dos	13,7	14,1	14,8	15,8*
Hypertension	9,8	10,0	13,9	14,0
Migraine	3,3	3,9*	11,3	12,3*
Asthme	5,8	6,6*	8,1	8,7*
Allergies alimentaires	5,1	5,3	8,1	8,3
Maladie cardiaque	4,9	4,9	4,2	4,4
Troubles thyroïdiens	1,4	1,7*	7,1	7,5
Diabète	4,3	4,3	3,6	3,3
Cataracte	2,6	2,9*	4,3	4,1
Ulcère à l'estomac ou à l'intestin	2,5	2,9*	2,9	3,3*
Bronchique chronique/emphysème	2,2	2,4	2,8	3,1
Incontinence urinaire	1,2	1,4*	2,7	3,0*
Troubles intestinaux	1,2	1,3	2,2	2,2
Cancer	1,4	1,4	1,7	1,8
Glaucome	1,2	1,0	1,6	1,7
Troubles dus à un accident				
vasculaire cérébral	1,1	1,2	1,0	1,1 ^{E1}
Épilepsie	0,6	0,6 ^{E1}	0,6	0,8 ^{E1}
Maladie d'Alzheimer/autre démence	0,2 ^{E1}	0,3 ^{E1}	0,3 ^{E1}	0,3 ^{E1}
Incapacité de longue durée				
Limitation des activités	12,7	13,7*	15,3	16,2*
Incapacité	12,2	13,5*	12,6	13,7*
Limitation des activités ou incapacité	16,2	17,9*	18,6	20,0*
Dépendance pour les activités instrumentales de la vie quotidienne	8,4	8,9	15,3	15,6
Dépendance pour les activités de la vie quotidienne	1,8	2,0	2,5	2,5
Incapacité au cours des deux dernières semaines				
Au moins un jour de limitation des activités	8,8	8,9	12,7	14,1*
Au moins un jour d'alitement	4,7	4,6	6,9	7,2
Taux de réponse par procuration au questionnaire général (%)				
	47,9	22,0	21,6	7,6
Taille de l'échantillon (nombre de répondants)				
	16 519	6 446	18 024	7 704

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

* Valeur significativement plus élevée que l'estimation d'après le Fichier général ($p < 0,05$).

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

que chez les femmes. Chez les hommes, le taux pour le Fichier général était supérieur de 26 points à celui associé à la partie correspondant au questionnaire général du Fichier santé; chez les femmes, l'écart était de 14 points (tableau 1). Or l'effet de procuration sur la prévalence des problèmes de santé devrait, selon toute vraisemblance, être plus important chez les hommes. Cependant, dans les faits, les résultats des hommes et des femmes sont comparables (tableau 3). Selon diverses études antérieures, cela pourrait tenir au caractère plus exact des renseignements que déclarent les femmes contrairement aux hommes quant à la santé d'autrui^{10,14}, ainsi qu'au fait que les hommes sont plus susceptibles que les femmes de voir les renseignements les concernant être déclarés par une femme (voir *Qui fournit l'information?*)

Personnes âgées

Selon certaines études, chez les personnes âgées, l'effet de procuration pourrait être de sens opposé. Autrement dit, les personnes qui font la déclaration au nom d'une personne âgée sont plus susceptibles de déclarer des problèmes de santé que ne le serait la personne âgée^{21,23,24,26-28}. Toutefois, les estimations de la prévalence des problèmes de santé fondées sur les données de l'ENSP ne témoignent pas de tels résultats. Dans les cas où des écarts significatifs entre le Fichier général et le Fichier santé de 1998-1999 ont été observés, les estimations basées sur le Fichier santé sont les plus élevées (tableau 4). Il pourrait en être ainsi parce que l'échantillon de l'ENSP couvre la population à domicile. Les études réalisées antérieurement visaient souvent les résidents des établissements de santé, résidents à l'égard desquels les déclarants par procuration sont généralement des personnes plus jeunes qui, voyant les problèmes de santé chroniques et les incapacités de leur propre point de vue, pourraient être plus susceptibles de déclarer qu'une personne âgée a des problèmes²³. En revanche, les déclarants par procuration des personnes âgées visées par l'ENSP ont tendance à être du même âge, presque les trois quarts étant le conjoint ou la conjointe de la personne (données non présentées).

Tableau 4

Estimations de la prévalence des problèmes de santé chroniques et de l'incapacité d'après le Fichier général et le Fichier santé de l'Enquête nationale sur la santé de la population, population à domicile de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999

	Fichier général	Fichier santé
	%	
Problèmes de santé chroniques		
Arthrite	41,6	44,9*
Hypertension	35,7	36,5
Cataracte	17,6	18,1
Maladie cardiaque	17,5	17,3
Maux de dos	16,6	17,8*
Allergies non alimentaires	15,4	15,9
Diabète	11,7	11,5
Troubles thyroïdiens	8,8	9,2
Incontinence urinaire	7,0	7,5
Allergies alimentaires	6,2	6,1
Bronchique chronique/emphysème	5,8	5,9
Asthme	5,7	6,3
Glaucome	5,4	5,1
Ulcère à l'estomac ou à l'intestin	5,2	6,0*
Cancer	4,6	4,4
Troubles dus à un accident vasculaire cérébral	4,2	4,4
Migraine	3,3	3,8
Troubles intestinaux	3,0	3,2
Maladie d'Alzheimer/autre démence	1,1	1,3 ^{E1}
Épilepsie	0,7 ^{E1}	1,1 ^{E2*}
Incapacité de longue durée		
Limitation des activités	29,2	29,8
Incapacité	25,0	26,6*
Limitation des activités ou incapacité	34,6	36,2*
Dépendance pour les activités instrumentales de la vie quotidienne		
	37,2	38,2
Dépendance pour les activités de la vie quotidienne		
	6,9	7,2
Incapacité au cours des deux dernières semaines		
Au moins un jour de limitation des activités	12,9	12,8
Au moins un jour d'alitement	6,4	6,1
Taux de réponse par procuration au questionnaire général (%)		
	26,6	15,0
Taille de l'échantillon (nombre de répondants)		
	4 728	2 851

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

* Valeur significativement plus élevée que l'estimation d'après le Fichier général ($p < 0,05$).

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

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

Effet sur l'incidence des problèmes de santé

Pour chaque cycle de l'ENSP, un fichier longitudinal a été créé pour regrouper les données obtenues au moyen des questionnaires général et sur la santé auprès des membres du panel longitudinal. Le taux de déclaration par procuration à la partie du fichier

Définitions

Dans l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), les réponses par procuration, ou déclarations par procuration, sont celles obtenues au sujet d'une personne particulière auprès d'un autre membre du ménage (le *déclarant par procuration*). Par exemple, un parent peut fournir les réponses pour un enfant, ou la femme peut répondre au nom de son mari.

Les *autoréponses*, ou autodéclarations, sont celles obtenues directement auprès des personnes sélectionnées pour participer à l'enquête.

Le *questionnaire général* contient des questions au sujet des caractéristiques démographiques et socioéconomiques, ainsi que des questions d'ordre général sur la santé, comme l'incapacité au cours des deux dernières semaines, la limitation des activités et les problèmes de santé chroniques. Cette information est recueillie pour chaque membre du ménage auprès d'un membre de ce dernier.

Le *questionnaire sur la santé* contient des questions sur des sujets comme la consommation de médicaments, l'usage du tabac, la consommation d'alcool, la santé mentale, le soutien social, la taille et le poids, l'activité physique et les blessures. Étant donné la nature détaillée et souvent personnelle de cette information, la personne sélectionnée pour l'interview détaillée sur la santé fournit habituellement les réponses elle-même.

Pour évaluer les *problèmes de santé chroniques*, on a demandé aux personnes interrogées des renseignements sur des problèmes de santé de longue durée, c'est-à-dire des états qui persistent ou qui devraient persister six mois ou plus, et qui ont été diagnostiqués par un professionnel de la santé. L'intervieweur a lu une liste de problèmes de santé.

L'évaluation de la *limitation des activités* due à un problème de santé physique ou mental de longue durée est fondée sur une réponse positive à l'une des questions suivantes : « À cause d'une incapacité physique ou mentale ou d'un problème de santé chronique, êtes-vous limité(e) d'une façon quelconque dans le genre ou dans le nombre d'activités que vous exercez à la maison? À l'école? Au travail? Dans d'autres activités? »

Pour déterminer l'*incapacité de longue durée*, la question suivante a été posée : « Avez-vous une incapacité ou un handicap quelconque de longue durée? »

Les participants à l'enquête ont été classés dans la catégorie des personnes dépendantes d'autrui pour les *activités instrumentales de la vie quotidienne* si elles avaient besoin d'aide pour préparer les repas, pour faire les courses, pour accomplir les tâches ménagères quotidiennes ou pour faire de gros travaux d'entretien comme laver les murs ou travailler dans la cour.

Pour déterminer la dépendance à l'égard d'autrui pour les *activités de la vie quotidienne*, on a demandé aux participants à l'enquête si, à cause d'un problème de santé, ils avaient besoin d'aide pour se donner des soins personnels comme se laver, s'habiller ou manger, ou pour se déplacer dans la maison.

L'*incapacité au cours des deux dernières semaines* est exprimée en fonction du nombre de jours d'alitement et du nombre de *jours de limitation des activités habituelles* au cours des deux dernières semaines. Les participants à l'enquête ont été invités à indiquer le nombre de jours où ils avaient été alités à cause d'une maladie ou d'une blessure (y compris les nuits passées à l'hôpital) et combien de jours ils avaient dû limiter leurs activités habituelles à cause d'une maladie ou d'une blessure.

Deux catégories de *modalités de logement* ont été considérées, à savoir vivre seul et vivre avec d'autres personnes.

Quatre catégories de *niveau de scolarité* ont été définies d'après le niveau le plus élevé atteint, à savoir études secondaires partielles,

diplôme d'études secondaires, études postsecondaires partielles et diplôme d'études postsecondaires (école de métier, collège ou université).

Les personnes qui avaient un emploi ou possédaient une entreprise au moment de l'enquête ont été considérées comme étant « occupées ».

Le *revenu du ménage* est défini d'après le nombre de membres du ménage et le revenu total du ménage en provenance de toutes les sources au cours des 12 mois qui ont précédé l'interview.

Groupe de revenu du ménage	Nombre de personnes dans le ménage	Revenu total du ménage
Inférieur	1 ou 2	Moins de 15 000 \$
	3 ou 4	Moins de 20 000 \$
	5 ou plus	Moins de 30 000 \$
Moyen-inférieur	1 ou 2	15 000 \$ à 29 999 \$
	3 ou 4	20 000 \$ à 39 999 \$
	5 ou plus	30 000 \$ à 59 999 \$
Moyen-supérieur	1 ou 2	30 000 \$ à 59 999 \$
	3 ou 4	40 000 \$ à 79 999 \$
	5 ou plus	60 000 \$ à 79 999 \$
Supérieur	1 ou 2	60 000 \$ et plus
	3 ou plus	80 000 \$ et plus

La catégorie *usage quotidien du tabac* regroupe les personnes qui ont déclaré fumer des cigarettes tous les jours.

L'*Indice de l'état de santé* (HUI3) est une mesure sommaire qui tient compte de l'état de santé fonctionnel et des préférences sociétales pour les états de santé^{29,30}. D'après les réponses à 30 questions sur 8 aspects de la santé fonctionnelle (vue, ouïe, parole, mobilité, dextérité, émotion, cognition, et douleurs et inconfort) conjuguées à une composante d'évaluation, une cote globale, ou indice, est calculé pour chaque personne. Une santé parfaite correspond à la cote 1,000 et le décès, à 0,000; les cotes négatives reflètent des états de santé considérés pires que le décès. Les valeurs possibles de l'HUI3 varient de -0,360 à 1,000. La cote de l'HUI3 est utilisée comme une variable continue.

L'évaluation de la *détresse psychologique* a été faite en demandant aux participants à l'enquête de répondre à trois questions au moyen d'une échelle à cinq points : tout le temps (cote de 4), la plupart du temps (3), parfois (2), pas souvent (1) et jamais (0). « Au cours du dernier mois, combien de fois vous êtes-vous senti(e) :

- si triste que plus rien ne pouvait vous faire sourire? »
- nerveux(se)? »
- agité(e) ou ne tenant pas en place? »
- désespéré(e)? »
- bon(ne) à rien? »
- combien de fois avez-vous senti que tout était un effort? »

Les réponses ont été totalisées et la détresse est d'autant plus prononcée que la cote obtenue est élevée (coefficient alpha de Cronbach = 0,77). Les personnes dont la cote était située dans le quartile supérieur de la distribution (5 ou plus) ont été considérées comme éprouvant une détresse psychologique intense.

Le poids a été évalué au moyen de l'indice de masse corporelle (IMC). Cet indice est calculé en divisant le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille exprimée en mètres. Les valeurs de l'IMC ont été regroupées en deux catégories : obèse (30 ou plus) et non obèse (inférieur à 30). L'IMC n'a pas été calculé pour les femmes enceintes.

longitudinal correspondant au questionnaire général est passé de 33 % en 1994-1995 à 14 % en 1998-1999. En 2000-2001, période où l'ENSP est devenue strictement longitudinale et où la réponse par procuration n'a plus été acceptée que par nécessité, le taux a encore diminué pour s'établir à 4 % (tableau 5).

Le fichier longitudinal est souvent utilisé pour calculer le taux d'incidence sur deux ans des problèmes de santé. Cependant, le changement de

Qui fournit l'information?

Les caractéristiques des déclarants par procuration (les personnes qui répondent au nom d'une autre) dans le cas du questionnaire général de l'Enquête nationale sur la santé de la population sont fortement associées à l'âge et au sexe des participants par procuration (les personnes au sujet desquelles les renseignements sont fournis).

L'information sur les jeunes participants par procuration (18 à 24 ans) est généralement fournie par un parent : dans environ 60 % des cas, par la mère, et dans 15 % des cas, par le père.

L'information sur les participants par procuration de 25 ans et plus est généralement fournie par le conjoint ou la conjointe : pour plus de 80 % des participants de sexe masculin, leur femme, et pour 64 % des participants de sexe féminin, leur mari. Chez 17 % des participants par procuration de sexe féminin, l'information est fournie par « une autre personne apparentée », habituellement leur fille (données non présentées).

Répartition des participants par procuration à l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1998-1999, questionnaire général, selon l'âge, le sexe et la relation avec le déclarant par procuration, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris

	18 à 24 ans		25 ans et plus	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
	%		%	
Total	100,0	100,0	100,0	100,0
Conjoint(e)	9,9	10,6	82,2	63,6
Mère	59,9	59,0	4,6	5,2
Père	15,3	14,5	1,2	1,3
Autre personne apparentée				
Femme	6,3	8,0	5,9	16,7
Homme	5,4	3,2	4,2	10,4
Personne non apparentée	3,3	4,7	2,0	2,9

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

Nota : Les données ayant été arrondies, la somme des chiffres peut ne pas être égale à 100,0 %

Tableau 5

Pourcentage de réponses par procuration à l'Enquête nationale sur la santé de la population, fichier longitudinal, population à domicile de 18 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 2000-2001

	Questionnaire général	Questionnaire santé
	%	%
1994-1995	32,7	4,8
1996-1997	16,4	1,7
1998-1999	13,5	2,2
2000-2001	4,0	4,0

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé (carré), 1994-1995 à 2000-2001

mode de déclaration d'un cycle à l'autre pourrait influencer sur ces estimations.

Pour quantifier les changements de mode de déclaration au cours du temps, un ensemble d'enregistrements a été créé pour chaque intervalle de deux ans couvert par les quatre cycles de l'ENSP (1994-1995 à 1996-1997, 1996-1997 à 1998-1999 et 1998-1999 à 2000-2001). Après avoir formé ces trois ensembles d'enregistrements, on a constaté que, dans la majorité des cas, pour le questionnaire général, le mode de déclaration ne variait pas d'un cycle à l'autre. Dans près des trois quarts des cas (73,5 %), les personnes visées par le questionnaire avaient fourni elles-mêmes l'information au cours de deux cycles consécutifs (auto-auto), et dans une petite proportion des cas (6,1 %), l'information avait été fournie par procuration lors de deux cycles consécutifs (proc-proc) (tableau 6). Néanmoins, dans environ 5 % des cas, le mode de déclaration est passé de auto à proc et, dans 15 % des cas, de proc à auto.

Tableau 6

Répartition du mode de déclaration de cycle en cycle pour le questionnaire général, Enquête nationale sur la santé de la population, fichier longitudinal, population à domicile de 18 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 2000-2001

	%
Total	100,0
Auto-auto	73,5
Proc-auto	15,2
Auto-proc	5,2
Proc-proc	6,1

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé (carré), 1994-1995 à 2000-2001

Si les personnes qui répondent elles-mêmes (autodéclaration) ont davantage tendance à déclarer des problèmes de santé, les personnes dont le mode de déclaration est passé de proc au cours d'un cycle à auto le cycle suivant (proc-auto) pourraient être plus susceptibles de déclarer un nouveau problème de santé que celles qui ont répondu personnellement au questionnaire lors des deux cycles (auto-auto). De même, les personnes pour lesquelles l'information a été fournie par quelqu'un d'autre lors des deux cycles (proc-proc) et celles dont le mode de déclaration est passé de l'autodéclaration à la déclaration par procuration (auto-proc) seraient moins susceptibles de déclarer un nouveau problème de santé.

Pour étudier cette possibilité, chaque problème de santé chronique pour lequel les analyses transversales suggéraient un effet par procuration (allergies non alimentaires, asthme, arthrite, maux de dos, migraine, ulcère et incontinence) a été soumis à une régression logistique multiple, comme cela fut aussi le cas pour la limitation des activités ou l'incapacité de longue durée. Étant donné le lien qui existe entre le mode de déclaration et des variables comme le sexe, les modalités de logement, le niveau de scolarité, le revenu et l'emploi³¹, ces caractéristiques ont été incluses dans les régressions à titre de variables de contrôle.

Certaines études antérieures fondées sur cette approche ont été limitées par l'impossibilité de tenir compte de l'effet de l'état de santé^{21,32}. Par exemple, certaines personnes pour lesquelles les renseignements sont recueillis par procuration pourraient, en fait, être en meilleure santé, en ce sens qu'elles sont suffisamment bien pour s'occuper et quitter le domicile. Dans le cas des données de l'ENSP, il est possible de tenir compte de ce facteur confusionnel éventuel grâce à l'indice de l'état de santé, qui est une mesure sommaire, fondée sur les réponses à des questions au sujet de huit aspects de la santé fonctionnelle qui sont incluses dans le questionnaire sur la santé (pour lequel la réponse par procuration est rare). Par conséquent, l'indice de l'état de santé et la variation sur deux ans de cet indice ont également été inclus dans les régressions comme variables de contrôle.

Tableau 7

Taux d'incidence sur deux ans de certains problèmes de santé et rapports corrigés de cotes reliant le mode de déclaration à l'incidence des problèmes de santé, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 2000-2001

	Taux d'incidence sur deux ans	Mode de déclaration sur deux ans	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
	%			
Allergies non alimentaires	12,3	Auto-auto [†]	1,0	...
		Proc-auto	1,5*	1,3-1,8
		Auto-proc	0,8	0,6-1,1
		Proc-proc	0,9	0,7-1,2
Maux de dos	9,1	Auto-auto [†]	1,0	...
		Proc-auto	1,1	0,9-1,2
		Auto-proc	0,7*	0,5-0,9
		Proc-proc	0,5*	0,4-0,7
Arthrite	6,2	Auto-auto [†]	1,0	...
		Proc-auto	1,1	0,9-1,4
		Auto-proc	0,5*	0,3-0,7
		Proc-proc	0,4*	0,3-0,6
Migraine	3,0	Auto-auto [†]	1,0	...
		Proc-auto	1,2	0,9-1,5
		Auto-proc	0,5*	0,3-0,9
		Proc-proc	0,6	0,3-1,1
Asthme	1,9	Auto-auto [†]	1,0	...
		Proc-auto	1,3	1,0-1,8
		Auto-proc	0,9	0,6-1,5
		Proc-proc	0,5	0,3-1,1
Incontinence urinaire	1,6	Auto-auto [†]	1,0	...
		Proc-auto	1,0	0,7-1,5
		Auto-proc	0,3*	0,2-0,5
		Proc-proc	0,7	0,4-1,2
Ulcère à l'estomac/ intestin	1,4	Auto-auto [†]	1,0	...
		Proc-auto	1,4	1,0-1,9
		Auto-proc	0,5*	0,3-0,9
		Proc-proc	0,5*	0,3-0,9
Au moins un des sept problèmes de santé chroniques	24,7	Auto-auto [†]	1,0	...
		Proc-auto	1,4*	1,3-1,6
		Auto-proc	0,7*	0,6-0,8
		Proc-proc	0,8*	0,7-0,9
Limitation des activités ou incapacité	8,1	Auto-auto [†]	1,0	...
		Proc-auto	1,2	1,0-1,4
		Auto-proc	0,7*	0,5-1,0
		Proc-proc	0,8	0,6-1,1

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé (carré), 1994-1995 à 2000-2001

Nota : Présente les résultats de neuf modèles de régression distincts, chacun contenant des variables de contrôle pour le sexe, l'âge, le fait de vivre seul, le niveau de scolarité, le revenu du ménage, la situation d'emploi, l'indice de l'état de santé et les variations de l'indice de l'état de santé (voir Définitions).
† Catégorie de référence.

* Valeur significativement différente de celle observée pour auto-auto ($p < 0,05$).

... N'ayant pas lieu de figurer.

Même en tenant compte des effets de tous ces facteurs, dans plusieurs cas, l'association persiste entre le changement de mode de déclaration d'un cycle de l'enquête au suivant et l'incidence des problèmes de santé (tableau 7). Comparativement aux personnes qui répondent personnellement aux questions lors de cycles consécutifs (auto-auto), celles dont la situation passe de la déclaration par procuration à l'autodéclaration (proc-auto) sont plus susceptibles de déclarer un nouveau cas d'allergie non alimentaire. En revanche, pour l'arthrite, les maux de dos et les ulcères, le groupe proc-proc et le groupe auto-proc sont moins susceptibles de déclarer de nouveaux cas que le groupe auto-auto. En outre, le groupe auto-proc est moins susceptible de déclarer de nouveaux cas de migraine, d'incontinence urinaire ou d'incapacité.

Comme le nombre de nouveaux cas est généralement faible pour la plupart des problèmes de santé, particulièrement lorsqu'ils sont répartis entre les quatre catégories de mode de déclaration, il est difficile d'obtenir des résultats statistiquement significatifs. Cependant, si l'on considère l'incidence combinée d'au moins un des sept problèmes de santé, les résultats pour toutes les catégories de mode de déclaration sont significatifs et font penser à un effet de procuration, le groupe proc-auto étant plus susceptible de déclarer un nouveau cas, et les groupes proc-proc et auto-proc, moins susceptibles de le faire.

Commodité contre nécessité

Évidemment, on ne peut exclure d'une enquête sur la santé les personnes incapables de fournir les renseignements à cause d'un problème de santé physique ou mental, c'est-à-dire la déclaration par procuration par nécessité. Par contre, la déclaration par procuration par commodité peut être évitée en affectant plus de ressources à la collecte des données et en accordant une période de temps adéquate pour communiquer directement avec tous les répondants. Par conséquent, un élément important de l'effet de procuration est la mesure dans laquelle celui-ci est dû à la déclaration par procuration par nécessité par opposition à la déclaration par procuration par commodité.

Pour le Fichier général et le Fichier santé transversaux de 1998-1999, les circonstances dans lesquelles la déclaration par procuration par nécessité a été acceptée pour le questionnaire général sont identiques. Donc, les écarts systématiques entre les estimations de la prévalence des problèmes de santé fondés sur ces deux fichiers doivent être dus à la déclaration par procuration par commodité (tableaux 2 à 4).

Dans le fichier longitudinal, il est possible de faire la distinction entre la déclaration par procuration par commodité et celle par nécessité. Les enregistrements comprenant une déclaration par procuration pour le questionnaire général et une autodéclaration pour le questionnaire sur la santé représentent des cas de déclaration par procuration par commodité, puisque les personnes concernées étaient manifestement capables de répondre elles-mêmes au questionnaire. De même, on peut conclure que les enregistrements contenant une déclaration par procuration pour les deux questionnaires sont en fait associés à une déclaration par procuration par nécessité.

Pour étudier l'effet éventuel de la déclaration par procuration par commodité sur les mesures d'incidence, les modèles de régression ont été exécutés sur le fichier longitudinal en excluant cette fois-ci la déclaration par procuration par nécessité. Les résultats sont comparables à ceux obtenus au moyen des modèles complets, si bien qu'accepter la déclaration par procuration par commodité semble avoir un effet sur les mesures de l'incidence de certains problèmes de santé.

L'effet de procuration importe-t-il?

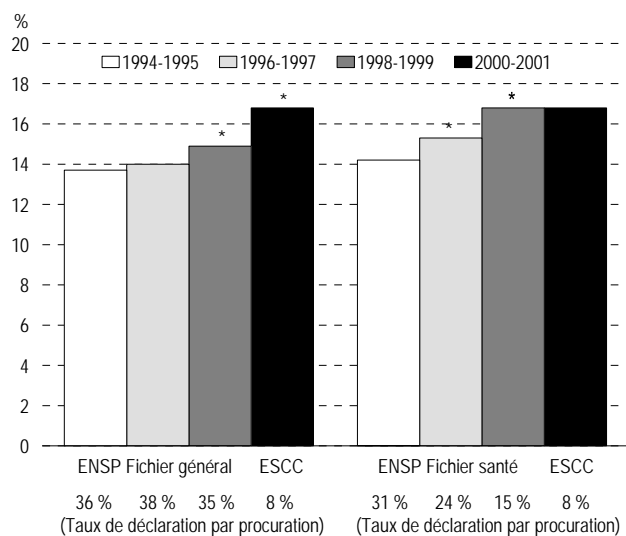
Selon la présente analyse, accepter la déclaration par procuration peut influencer sur les estimations de la prévalence et de l'incidence des problèmes de santé. Pour les taux de prévalence, les écarts entre le Fichier général et le Fichier santé de 1998-1999 sont généralement inférieurs à un point de pourcentage. Du point de vue de l'analyse, cela signifie toutefois que de faibles variations de la prévalence entre les divers cycles de l'enquête doivent être interprétées avec prudence, même si elles sont statistiquement

significatives. L'examen des tendances de la prévalence de l'arthrite permet d'illustrer ce point.

Les estimations fondées sur le Fichier général indiquent une croissance progressive de la prévalence de l'arthrite qui passe de 13,7 % en 1994-1995 à 14,9 % en 1998-1999, soit une hausse de 1,2 point. La croissance mesurée d'après le Fichier santé est plus importante, soit un peu plus de 2,5 points, vraisemblablement à cause de la diminution du taux de déclaration par procuration dans le Fichier santé au cours de la période.

En 2000-2001, l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) a remplacé l'ENSP comme source de données transversales sur la santé. Pour l'ESCC, les réponses par procuration ne sont acceptées que par nécessité. Si l'on compare les données de l'ESCC de 2000-2001 à celles du Fichier santé de l'ENSP de 1998-1999, la prévalence de l'arthrite demeure constante. Par contre, si l'on compare les données de l'ESCC à celles du Fichier général de l'ENSP de 1998-1999, la prévalence de l'arthrite au cours des deux années augmente de près

Graphique 1
Taux de prévalence de l'arthrite, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 2000-2001



Sources des données : Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), échantillons transversaux, Fichier général et Fichier santé, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), 2000-2001

* Valeur significativement plus élevée qu'à la période précédente.

de deux points (graphique 1). Cette croissance apparente est vraisemblablement due au taux de déclaration par procuration nettement plus faible dans le cas de l'ESCC, soit 8 % comparativement à 35 % pour le Fichier général de l'ENSP de 1998-1999. Or la prudence semble être de mise dans toute tentative de description des changements de

Tableau 8

Rapports corrigés de cotes reliant certaines caractéristiques à l'incidence sur deux ans de l'arthrite, sans et avec variable de contrôle pour le mode de déclaration, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 2000-2001

	Sans contrôle pour le mode de déclaration		Avec contrôle pour le mode de déclaration	
	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Mode de déclaration				
Auto-auto†	1,0	...
Proc-auto	1,2*	1,0-1,5
Auto-proc	0,6*	0,4-0,8
Proc-proc	0,6*	0,4-0,9
Sexe				
Femmes†	1,0	...	1,0	...
Hommes	0,7*	0,6-0,8	0,7*	0,6-0,8
Âge				
	1,1*	1,0-1,1	1,1*	1,0-1,1
Revenu du ménage				
Inférieur/moyen-inférieur†	1,0	...	1,0	...
Moyen-supérieur	1,1	1,0-1,3	1,1	1,0-1,3
Supérieur	1,0	0,9-1,3	1,0	0,9-1,3
Visites chez le médecin l'année précédente				
0 à 6†	1,0	...	1,0	...
7 et plus	1,8*	1,6-2,1	1,8*	1,6-2,1
Usage quotidien du tabac				
	1,3*	1,1-1,5	1,3*	1,1-1,5
Détresse psychologique				
Faible†	1,0	...	1,0	...
Intense	1,4*	1,2-1,6	1,4*	1,2-1,6
Obèse				
	1,5*	1,2-1,7	1,5*	1,2-1,7

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé (carré), 1994-1995 à 2000-2001

Nota : La catégorie « données manquantes » a été incluse dans les modèles pour le revenu, la détresse psychologique et l'obésité afin de maximiser la taille de l'échantillon, mais les coefficients ne sont pas présentés.

† Catégorie de référence. Sauf indication contraire, la catégorie de référence est l'absence de la caractéristique; par exemple, la catégorie de référence pour « usage quotidien du tabac » est « usage non quotidien du tabac ».

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

... N'ayant pas lieu de figurer.

prévalence de l'arthrite au cours du temps, particulièrement si la croissance coïncide avec une baisse prononcée du taux de déclaration par procuration.

Le fichier longitudinal de l'ENSP est souvent utilisé pour étudier les liens entre les facteurs de risque et l'incidence des problèmes de santé chroniques. Une question importante est celle de savoir si les liens sont modifiés par le mode de déclaration. Pour y répondre, on a examiné l'incidence de l'arthrite au moyen de deux modèles multivariés, le premier contenant des variables de contrôle pour des facteurs que l'on sait être associés à l'incidence de l'arthrite, comme l'âge, le sexe et l'obésité³³, et le second, des variables pour ces facteurs ainsi que le changement de mode de déclaration.

Les résultats laissent entendre que le changement de mode de déclaration a une influence sur l'incidence sur deux ans de l'arthrite, mais ne modifie pas les relations avec les facteurs de risque. Pour toutes les variables du modèle, les rapports de cotes ne varient pour ainsi dire pas si le mode de déclaration est pris en compte (tableau 8). De surcroît, lors de la réexécution du deuxième modèle, les tests sur les termes d'interaction entre les facteurs de risque d'arthrite et le mode de déclaration n'ont révélé aucun terme d'interaction significatif.

Mot de la fin

Les résultats de la présente analyse des données de l'Enquête nationale sur la santé de la population et

de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes font penser qu'accepter la déclaration par procuration plutôt que l'autodéclaration peut produire des sous-estimations dans le cas de certains problèmes de santé. Les tendances des taux de prévalence risquent aussi d'être affectées, puisque la baisse des taux de déclaration par procuration de 1994-1995 à 1998-1999 coïncide avec une hausse des taux de prévalence estimés. Les taux d'incidence peuvent également faire l'objet d'un effet de procuration, puisque les changements de mode de déclaration sont associés à la déclaration de nouveaux cas de problème de santé. Cependant, si l'on s'en tient à l'exemple de l'arthrite, l'effet de procuration ne modifie pas les associations avec les facteurs de risque connus.

Les réponses par procuration sont inévitables, tout spécialement dans le cas des enquêtes sur la santé. L'exclusion des personnes incapables de répondre parce qu'elles sont en mauvaise santé biaiserait les résultats. En revanche, l'acceptation de la réponse par procuration pour réduire le nombre de rappels et, par conséquent, le coût de l'enquête, pourrait introduire inutilement un biais.

L'adoption de nouvelles procédures lors du cycle de 2000-2001 signifie que la déclaration par procuration ne sera plus acceptée que par nécessité lors de tous les cycles futurs de l'Enquête nationale sur la santé de la population, ainsi que pour l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes qui est maintenant la source des estimations transversales. ●

Références

1. L. Swain, G. Catlin et M.P. Beudet, « Enquête nationale sur la santé de la population – une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
2. J.-L. Tambay et G. Catlin, « Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population », *Rapports sur la santé*, 7(1), 1995, p. 31-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
3. 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).
4. Statistique Canada, Annexe F, variables dérivées, *Enquête nationale sur la santé de la population, fichiers de microdonnées à grande diffusion, 1994-1995* (n° 82F0001XCB au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 1995.
5. Statistique Canada, programme des enquêtes sur la santé de la population, *Enquête nationale sur la santé de la population, cycle 4 (2000-2001), composante des ménages, documentation longitudinale (2000-2001)*, Ottawa, Statistique Canada, 2002.
6. 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).
7. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 281-310.

8. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap Variance Estimation for the National Population Health Survey », *American Statistical Association: Proceedings of the Survey Research Methods Section*, Baltimore, août 1999.
9. National Center for Health Statistics, « Health Interview responses compared with medical records », *Vital and Health Statistics*, 2(7), 1965, p. 1-40.
10. National Center for Health Statistics, « Reporting of hospitalization in the Health Interview Survey », *Vital and Health Statistics*, 2(6), 1965, p. 1-51.
11. S.D. Harlow et M.S. Linet, « Agreement between questionnaire data and medical records. The evidence for accuracy of recall », *American Journal of Epidemiology*, 129(2), 1989, p. 233-248.
12. M. Heliövaara, A. Aromaa, T. Klaukka *et al.*, « Reliability and validity of interview data on chronic diseases. The Mini-Finland Health Survey », *Journal of Clinical Epidemiology*, 46(2), 1993, p. 181-191.
13. W.C. Madow, « Net differences in interview data on chronic conditions and information derived from medical records », *Vital and Health Statistics*, 2(57), 1973, p. 1-25.
14. C.C. Cannell, K.H. Marquis et A. Laurent, « A summary of studies of interviewing methodology », *Vital and Health Statistics*, 2(69), 1977, p. 1-16.
15. B.R. Clarridge et M.P. Massagli, « The use of female spouse proxies in common symptom reporting », *Medical Care*, 27(4), 1989, p. 352-366.
16. P.V. Grootendorst, D.H. Feeny et W. Furlong, « Does it matter whom and how you ask? Inter- and intra-rater agreement in the Ontario Health Survey », *Journal of Clinical Epidemiology*, 50(2), 1997, p. 127-135.
17. D.A. Koons, « Quality control and measurement of nonsampling error in the Health Interview Survey », *Vital and Health Statistics*, 2(54), 1973, p. 1-24.
18. M.G. Kovar et R.A. Wright, « An experiment with alternate respondent rules in the National Health Interview Survey », *American Statistical Association: Proceedings of the Social Statistics Section*, Washington, DC, American Statistical Association, 1973, p. 311-316.
19. R.E. Miller, M.P. Massagli et B.R. Clarridge, « Quality of proxy vs. self reports: evidence from a health survey with repeated measures », *American Statistical Association: Proceedings of the Social Statistics Section on Survey Research Methods*, Washington, DC, American Statistical Association, 1986, p. 546-551.
20. L.M. Nelson, W.T. Longstreth Jr., T.D. Koepsell *et al.*, « Completeness and accuracy of interview data from proxy respondents: demographic, medical, and life-style factors », *Epidemiology*, 5(2), 1994, p. 204-217.
21. A. Todorov et C. Kirchner, « Bias in proxies' reports of disability: data from the National Health Interview Survey on disability », *American Journal of Public Health*, 90(8), 2000, p. 1248-1253.
22. A.A. White et J.T. Massey, « Selective reduction of proxy response bias in a household interview survey », *American Statistical Association: Proceedings of the Social Statistics Section*, Washington, DC, American Statistical Association, 1981, p. 211-216.
23. E.M. Andresen, C.A. Fitch, P.M. McLendon *et al.*, « Reliability and validity of disability questions for US Census 2000 », *American Journal of Public Health*, 90(8), 2000, p. 1297-1299.
24. A.E. Ball, E.M. Russell, D.G. Seymour *et al.*, « Problems in using health survey questionnaires in older patients with physical disabilities. Can proxies be used to complete the SF-36? », *Gerontology*, 47(6), 2001, p. 334-340.
25. L.S. Corder, M.A. Woodbury et K.G. Manton, « Proxy response patterns among the aged: effects on estimates of health status and medical care utilization from the 1982-1984 long-term care surveys », *Journal of Clinical Epidemiology*, 49(2), 1996, p. 173-182.
26. A.M. Epstein, J.A. Hall, J. Tognetti *et al.*, « Using proxies to evaluate quality of life. Can they provide valid information about patients' health status and satisfaction with medical care? », *Medical Care*, 27(3), (supplément), 1989, p. S91-S98.
27. P.J. Neumann, S.S. Araki et E.M. Gutterman, « The use of proxy respondents in studies of older adults: lessons, challenges, and opportunities », *Journal of the American Geriatrics Society*, 48(12), 2000, p. 1646-1654.
28. M.L. Rothman, S.C. Hedrick, K.A. Bulcroft *et al.*, « The validity of proxy-generated scores as measures of patient health status », *Medical Care*, 29(2), 1991, p. 115-124.
29. W.J. Furlong, D.H. Feeny, G.W. Torrance *et al.*, *Multiplicative Multi-attribute Utility Function for the Health Utilities Index Mark 3 (HUI3) System: A Technical Report*, Working Paper 98-11, Hamilton, Ontario, McMaster University Centre for Health Economics and Policy Analysis, 1998.
30. W.J. Furlong, D.H. Feeny et G.W. Torrance, « Health Utilities Index (HUI): Algorithm for determining HUI Mark 2 (HUI2)/Mark 3 (HUI3) health status classification levels, health states, health-related quality of life utility scores and single-attribute utility score from 40-item interviewer-administered health status questionnaires », Dundas, Ontario, Health Utilities Inc., 1999.
31. M. Shields, « Enquête nationale sur la santé de la population - Déclaration par procuration », *Rapports sur la santé*, 12(1), 2000, p. 23-44 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
32. R.R. Mosely et F.D. Wolinsky, « The use of proxies in health surveys. Substantive and policy implications », *Medical Care*, 24(6), 1986, p. 496-510.
33. K. Wilkins, « Incidence de l'arthrite par rapport au surpoids », *Rapports sur la santé*, 15(1), 2003, p. 43-54 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).

Annexe

Tableau A
Nombre de répondants de 18 ans et plus d'après le Fichier général et le Fichier santé, selon le mode de déclaration, Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999

	Total	Avec déclaration par procuration
1994-1995		
Fichier général	41 045	15 455
Fichier santé		
Questionnaire général	16 291	4 158
Questionnaire santé	16 291	601
1996-1997		
Fichier général	153 380	61 621
Fichier santé		
Questionnaire général	68 282	16 928
Questionnaire santé	68 282	1 497
1998-1999		
Fichier général	34 543	12 835
Fichier santé		
Questionnaire général	14 150	1 721
Questionnaire santé	14 150	252

Tableau B
Nombre de répondants de 18 ans et plus d'après le Fichier longitudinal, selon le mode de déclaration, Enquête nationale sur la santé de la population, fichier longitudinal, 1994-1995 à 2000-2001

	Total	Avec déclaration par procuration
Cycle 1 - 1994-1995		
Questionnaire général	14 117	3 782
Questionnaire santé	13 677	506
Cycle 2 - 1996-1997		
Questionnaire général	12 879	1 846
Questionnaire santé	12 763	210
Cycle 3 - 1998-1999		
Questionnaire général	11 888	1 386
Questionnaire santé	11 792	259
Cycle 4 - 2000-2001	10 987	417

Nota : Au cycle 4, le questionnaire général et le questionnaire sur la santé ont été combinés.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



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

Santé en bref

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

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



FAUTEUILS ROULANTS ET AUTRES APPAREILS D'AIDE À LA MOBILITÉ

par Margot Shields

Quelque 155 000 Canadiens vivant à domicile en 2000-2001 devaient se déplacer à l'aide d'un fauteuil roulant. Ces personnes représentaient 0,6 % de l'ensemble de la population à domicile âgée de 12 ans et plus (tableau A). En outre, 540 000 personnes (2,1 %) devaient avoir recours à d'autres appareils, comme une prothèse, une canne ou des béquilles. Ces chiffres concernant l'utilisation d'« appareils d'aide à la mobilité » au sein de la population à domicile sont tirés du premier cycle de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, une enquête générale sur la santé qui a été effectuée par Statistique Canada entre septembre 2000 et octobre 2001.

L'utilisation augmente avec l'âge

L'utilisation d'appareils d'aide à la mobilité augmente bien entendu avec l'âge. Ainsi, les utilisateurs de fauteuil roulant ne représentaient que 0,3 % de la population à domicile âgée de 12 à 44 ans, tandis que leur proportion était de 7 % parmi les personnes de 85 ans et plus. L'utilisation d'autres appareils d'aide à la mobilité augmente aussi avec l'âge, passant de 0,3 % chez les 12 à 44 ans à 32 % chez les personnes les plus âgées.

Dans l'ensemble, un pourcentage légèrement plus élevé de femmes que d'hommes ont déclaré utiliser un appareil d'aide à la mobilité : 3,1 % comparativement à 2,3 %. Cet écart tient vraisemblablement aux plus grandes proportions de femmes que comptent les groupes plus âgés. Qui plus est, la prise en compte de l'âge plus avancé du

groupe des femmes fait disparaître l'association entre le fait d'être une femme et l'utilisation d'un appareil d'aide à la mobilité.

Revenu du ménage

L'utilisation d'appareils d'aide à la mobilité est liée au revenu du ménage. Les personnes des ménages à revenu inférieur, à revenu moyen-inférieur et à revenu moyen étaient plus susceptibles que l'ensemble de la population d'utiliser des fauteuils roulants ou d'autres appareils d'aide, tandis que celles des ménages à revenu moyen-supérieur ou à revenu supérieur étaient moins susceptibles de le faire. Même si une proportion relativement importante des personnes âgées appartenaient aux ménages à revenu inférieur, le lien entre le revenu et l'utilisation d'appareils d'aide à la mobilité persistait même une fois les effets de l'âge pris en compte.

Pourcentage de personnes utilisant des appareils d'aide à la mobilité

	Fauteuil roulant	Autre
Total	0,6	2,1
12 à 44 ans	0,3	0,3
45 à 64 ans	0,5	1,7
65 à 74 ans	1,2	4,6
75 à 84 ans	2,8	14,6
85 ans et plus	7,2	31,7

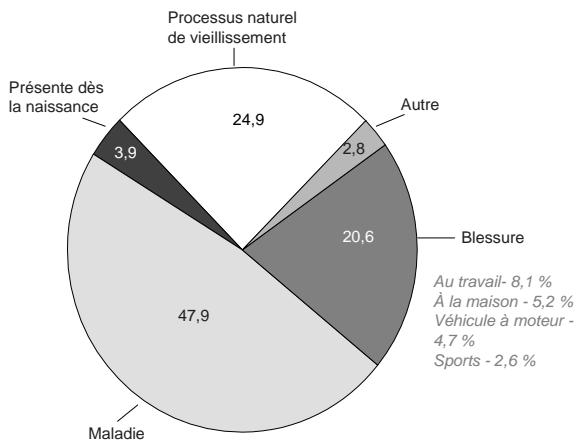
Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001

Nota : L'estimation pour chaque groupe d'âge est beaucoup plus élevée que celle pour le ou les groupes plus jeunes.

Variations entre les régions

Les proportions de résidents devant recourir à des appareils d'aide à la mobilité étaient supérieures à la moyenne nationale en Ontario, en Nouvelle-Écosse, au Manitoba et en Saskatchewan. Au Québec, en Alberta et dans les Territoires du Nord-Ouest, les proportions étaient faibles en comparaison. Seuls le Québec et les Territoires du Nord-Ouest pouvaient se targuer d'un niveau moindre d'utilisation à la fois de fauteuils roulants et d'autres appareils d'aide à la mobilité comparativement à la moyenne nationale. Ce faible taux observé au Québec se reflète dans

Causes de l'incapacité chez les utilisateurs d'appareils d'aide à la mobilité



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001

l'« espérance de vie sans incapacité » propre à cette province (le nombre d'années qu'une personne a, en principe, encore à vivre sans incapacité), qui est la plus élevée au pays¹.

L'incapacité et ses causes

Presque toutes les personnes qui ont indiqué utiliser des appareils d'aide à la mobilité (96 %) ont déclaré qu'elles avaient une incapacité. La cause principale, déclarée par environ la moitié d'entre elles, était la maladie. Le processus naturel de vieillissement était cité par le quart des répondants, tandis que le cinquième des répondants indiquaient que leur incapacité était le résultat d'une blessure.

Plus de la moitié des hommes du groupe des 12 à 44 ans qui avaient besoin d'un appareil d'aide à la mobilité ont indiqué que leur incapacité était le résultat d'une blessure, ce qui rend compte de la prévalence élevée des blessures chez les hommes de ce groupe d'âge². Les hommes âgés de 45 à 64 ans

Utilisation d'appareils d'aide à la mobilité dans les établissements de soins de santé

Selon les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997, plus de 6 résidents sur 10 vivant dans les établissements de soins de santé ont besoin d'appareils d'aide à la mobilité. Un peu moins de la moitié des résidents — 49 %, soit un nombre estimatif de 109 000 — utilisaient des fauteuils roulants. En outre, 14 % (31 000) avaient recours à d'autres appareils, comme une prothèse, des béquilles ou une canne. Les données pour 1996-1997 sont les plus récentes données disponibles concernant l'utilisation d'appareils d'aide à la mobilité dans les établissements de soins de santé.

L'utilisation d'appareils d'aide à la mobilité parmi les résidents d'établissements augmente, celle-ci passant de 37 % chez les 12 à 64 ans à 74 % chez les 85 ans et plus. Même si les résidentes d'établissements étaient plus susceptibles que leurs homologues masculins d'utiliser ces appareils, la différence tiendrait à l'âge plus avancé du groupe des femmes.

Utilisation d'appareils d'aide à la mobilité chez les résidents des établissements de soins de santé, Canada, 1996-1997

	Population estimée milliers	Fauteuil roulant		Autre [†]		Total des appareils d'aide à la mobilité	
		milliers	%	milliers	%	milliers	%
Total	222,6	109,4	49,1	31,3	14,1	140,7	63,2
Hommes	71,9	32,1	44,6	8,1	11,3	40,2	55,9
Femmes	150,7	77,3	51,3*	23,2	15,4*	100,5	66,7*
12 à 64 ans	37,1	12,6	33,9	F	3,5 ^{E1}	13,8	37,3
Hommes	21,4	6,8 ^{E1}	31,5	F	3,4 ^{E2}	7,5	34,9
Femmes	15,6	5,8 ^{E1}	37,1	F	3,6 ^{E2}	6,4	40,7
65 à 84 ans	92,5	46,4	50,1 [†]	11,9	12,8 [‡]	58,3	63,0 [†]
Hommes	32,8	15,9	48,5	4,5 ^{E1}	13,7	20,4	62,2
Femmes	59,7	30,5	51,0	7,4	12,4	37,9	63,4
85 ans et plus	92,6	50,2	54,2	18,1	19,6 [‡]	68,4	73,8 [‡]
Hommes	17,6	9,3	53,1	2,9 ^{E1}	16,6	12,2	69,6
Femmes	75,1	40,9	54,5	15,2	20,3	56,1	74,8

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997

Nota : La somme des données ne correspond pas aux totaux indiqués en raison de valeurs manquantes.

[†] À l'exclusion de ceux qui utilisent aussi un fauteuil roulant.

[‡] Significativement plus élevée que pour le ou les groupes plus jeunes ($p < 0,05$).

* Significativement plus élevée que pour les hommes ($p < 0,05$).

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

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

F Coefficient de variation supérieur à 33,3 %.

Pourcentage d'utilisateurs d'appareils d'aide à la mobilité dont la cause de l'incapacité est la suivante

	Blessure	Maladie	Processus naturel de vieillissement	Présent dès la naissance
Total				
Hommes	28*	45*	20*	4
Femmes	15	50	28	4
12 à 44 ans				
Hommes	55*	21* ^{E1}	F	18 ^{E1}
Femmes	24	52	F	21 ^{E1}
45 à 64 ans				
Hommes	43*	46*	F	3 ^{E2}
Femmes	28	60	4 ^{E2}	5 ^{E1}
65 à 74 ans				
Hommes	20	59	15* ^{E1}	F
Femmes	13	59	24	F
75 à 84 ans				
Hommes	16 ^{E1}	54	28	F
Femmes	11	49	34	F
85 ans et plus				
Hommes	5 ^{E2}	33	62	F
Femmes	7 ^{E1}	29	64	F

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001

* Différence significative par rapport à l'estimation pour les femmes ($p < 0,05$).

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

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

F Coefficient de variation supérieur à 33,3 %.

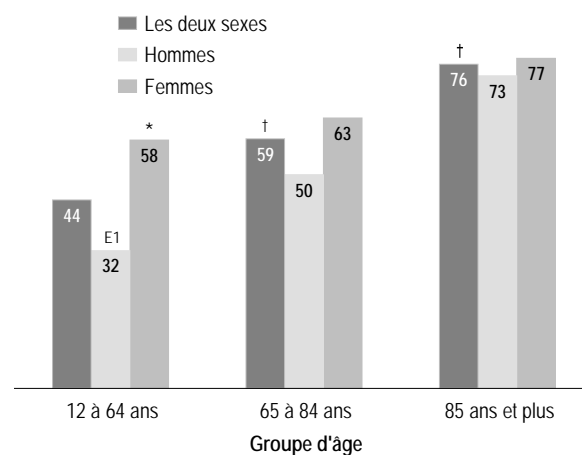
étaient tout aussi susceptibles de citer une blessure qu'une maladie. Pour ceux âgés entre 65 et 84 ans, la maladie était la raison la plus courante. Les hommes plus âgés, quant à eux, déclaraient que le processus naturel de vieillissement était la cause de leur incapacité.

Dans le cas des utilisatrices d'appareils d'aide à la mobilité, les causes de l'incapacité variaient moins selon l'âge. Jusqu'à l'âge de 85 ans, la raison la plus courante était la maladie. À partir de 85 ans, les femmes, comme les hommes, avaient tendance à attribuer leur incapacité au processus naturel de vieillissement.

Besoin d'aide à la maison

Parmi les utilisateurs de fauteuil roulant, environ les deux tiers (67 %) des hommes et les trois quarts (74 %) des femmes avaient besoin d'aide pour les activités de la vie quotidienne (AVQ), c'est-à-dire les soins personnels comme se laver et s'habiller, et

Pourcentage d'utilisateurs de fauteuil roulant ayant besoin d'aide pour se déplacer en fauteuil roulant



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001

* Significativement plus élevé que l'estimation pour les hommes ($p < 0,05$).

[†] Significativement plus élevé que pour le ou les groupes plus jeunes ($p < 0,05$).

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

pour se déplacer dans la maison. En outre, 20 % des hommes et des femmes avaient besoin d'aide pour les activités « instrumentales » de la vie quotidienne (AIVQ), comme faire les courses, préparer les repas et accomplir les tâches ménagères quotidiennes. Néanmoins, un pourcentage étonnamment élevé d'hommes utilisateurs de fauteuil roulant (14 %) indiquaient n'avoir besoin d'aucune de ces aides; le pourcentage correspondant pour les utilisatrices était de 6 %.

Les personnes utilisant d'autres appareils d'aide à la mobilité étaient moins susceptibles que les utilisateurs de fauteuil roulant de devoir compter sur l'aide d'autrui pour les AVQ, soit environ 30 % pour les deux sexes. Toutefois, environ le tiers des hommes (32 %) et près de la moitié des femmes (47 %) qui utilisaient des appareils autres que le fauteuil roulant dépendaient d'une aide pour les AIVQ. Encore une fois, les hommes étaient plus susceptibles que les femmes d'indiquer n'avoir besoin d'aucune aide à cet égard. Cet avantage pour les hommes est plus évident dans les groupes plus jeunes et pourrait tenir au type d'incapacité. Dans le cas des jeunes hommes, une blessure est plus

susceptible d'être la cause de l'incapacité. Toutefois, dans le cas des femmes, la maladie serait plus vraisemblablement la cause, ce qui peut indiquer un mauvais état de santé général.

Plus de la moitié des utilisateurs de fauteuil roulant avaient besoin d'aide pour se déplacer. Ce pourcentage allait d'un peu plus de 40 % pour les 12 à 64 ans à plus des trois quarts (76 %) des utilisateurs âgés de 85 ans et plus. Les femmes étaient plus susceptibles que les hommes d'indiquer qu'elles avaient besoin de ce type d'aide, une situation qui tiendrait vraisemblablement au groupe des plus jeunes utilisateurs de fauteuil roulant (12 à 64 ans) parmi lesquels un pourcentage presque deux fois plus élevé de femmes que d'hommes avaient besoin d'une telle aide.

Margot Shields (613-951-4177; Margot.Shields@statcan.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

Références

1. F. Mayer, N. Ross, J.-M. Berthelot *et al.*, « Espérance de vie sans incapacité selon la région-sociosanitaire », *Rapports sur la santé*, 13(4), 2002, p. 53-66 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
2. Statistique Canada, « Stress et bien-être », dans « Santé et l'enjeu des sexes : l'écart homme-femme », *Rapports sur la santé*, 12(3), 2001, p. 23-36 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
3. 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).
4. 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).
5. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 281-310.

Questions

Les pourcentages de personnes qui *utilisaient un fauteuil roulant, avaient besoin d'aide pour se déplacer en fauteuil roulant, et utilisaient d'autres appareils d'aide à la mobilité* sont basés sur les réponses « Oui »/« Non » aux questions suivantes :

- Avez-vous besoin d'un fauteuil roulant pour vous déplacer?
- Avez-vous besoin d'aide d'une autre personne pour vous déplacer en fauteuil roulant?
- Avez-vous besoin d'un appareil comme une prothèse, une canne ou des béquilles pour marcher dans le quartier?

L'estimation du pourcentage de personnes ayant une *incapacité* a été établie d'après les réponses aux quatre questions suivantes :

- Avez-vous de la difficulté à entendre, à voir, à communiquer, à marcher, à monter un escalier, à vous pencher, à apprendre ou à faire d'autres activités semblables?
- Est-ce qu'un état physique ou un état mental ou un problème de santé réduit la quantité ou le genre d'activités que vous pouvez faire :
 - ... à la maison?
 - ... au travail ou à l'école?
 - ... dans d'autres activités, par exemple dans les déplacements ou les loisirs?

Les répondants pouvaient répondre « parfois », « souvent » ou « jamais » à ces questions. Ceux qui ont répondu « parfois » ou « souvent » à au moins une de ces questions ont été considérés comme ayant une incapacité.

Le pourcentage de personnes qui avaient besoin d'*aide pour les activités de la vie quotidienne (AVQ)* est fondé sur au moins une réponse « Oui » à ces deux questions :

- Avez-vous besoin qu'une autre personne vous aide :
 - ... à vous donner des soins personnels comme vous laver, vous habiller ou manger?
 - ... à vous déplacer dans la maison?

Le pourcentage de personnes qui avaient besoin d'*aide pour les activités instrumentales de la vie quotidienne (AIVQ)* est fondé sur au moins une réponse « Oui » à la question suivante :

- Avez-vous besoin qu'une autre personne vous aide :
 - ... à préparer les repas?
 - ... à faire les courses?
 - ... à accomplir les tâches ménagères quotidiennes?

Sources des données

Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes

L'utilisation d'appareils d'aide à la mobilité, c'est-à-dire de fauteuils roulants ou d'autres types d'appareils, dans la population à domicile au Canada a été estimée à partir des données du premier cycle de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC)³. Le premier cycle s'est déroulé entre septembre 2000 et octobre 2001. L'enquête couvre la population de 12 ans et plus vivant à domicile au moment de la collecte des données. Elle ne comprend pas les personnes vivant dans les réserves indiennes, les bases des Forces canadiennes ou certaines régions éloignées.

Le taux de réponse global au premier cycle était de 85 %; l'échantillon total comprenait 131 535 personnes. Toutes les différences ont été vérifiées afin d'en confirmer la signification statistique, c'est-à-dire afin de s'assurer qu'elles ne relèvent pas simplement du hasard. Pour tenir compte des effets du plan de sondage, les erreurs-types et les coefficients de variation ont été estimés au moyen de la méthode du *bootstrap*^{4,5}.

En raison de la méthode différente utilisée pour la collecte, l'*Enquête sur la participation et les limitations d'activités* (EPLA) de Statistique Canada fournit des estimations plus élevées de l'utilisation d'appareils d'aide à la mobilité que l'ESCC. Dans le cadre de cette dernière enquête, les répondants ont été invités à dire s'ils **avaient besoin** d'appareils d'aide à la mobilité pour se déplacer, tandis que dans l'EPLA, des questions filtres ont d'abord été posées pour déterminer si les répondants avaient de la difficulté à se déplacer, y compris pour déterminer si elles avaient des limitations comme une incapacité à se tenir debout pendant de longues périodes. Les personnes auxquelles une limitation avait été associée se sont vu demander si elles utilisaient des aides ou des appareils spécialisés, y compris des aides non comprises dans l'ESCC, comme des chaussures orthopédiques, des barres d'appui ou des appuis de salle de bain. Des données plus détaillées découlant de l'EPLA au sujet de l'utilisation des mesures de soutien à l'incapacité se trouvent à l'adresse suivante : www.statcan.ca/francais/freepub/89-581-XIF/free_f.htm.

Enquête nationale sur la santé de la population

L'utilisation d'appareils d'aide à la mobilité chez les résidents des établissements de soins de santé a été estimée à partir des plus récentes données disponibles, soit celles de la composante des établissements de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997. Au total, 213 établissements ont été sélectionnés pour participer à l'enquête. Des données complètes ont été obtenues pour 2 118 résidents, soit un taux de réponse de 88,9 %. Les erreurs-types et les coefficients de variation ont été déterminés selon une formule de variance tenant compte du plan d'échantillonnage à deux degrés.

Tableau A

Utilisation d'appareils d'aide à la mobilité, population à domicile de 12 ans et plus, Canada

	Population estimée	Fauteuil roulant		Autre†		Total des appareils d'aide à la mobilité	
	milliers	milliers	%	milliers	%	milliers	%
Total	25 802	155,4	0,6	540,0	2,1	695,4	2,7
Hommes	12 705	69,2	0,5	216,7	1,7	285,9	2,3
Femmes	13 096	86,2	0,7	323,3	2,5*	409,5	3,1*
12 à 44 ans	14 867	39,8	0,3	49,9	0,3	89,7	0,6
Hommes	7 504	24,1 ^{E1}	0,3 ^{E1}	25,9	0,4	50,1	0,7
Femmes	7 363	15,7 ^{E1}	0,2 ^{E1}	23,9	0,3	39,6	0,5
45 à 64 ans	7 287	34,2	0,5 [†]	123,0	1,7 [†]	157,1	2,2 [†]
Hommes	3 607	15,9	0,4	55,0	1,5	70,9	2,0
Femmes	3 680	18,3	0,5	67,9	1,9	86,2	2,3
65 à 74 ans	2 157	26,4	1,2 [†]	99,5	4,6 [†]	125,9	5,8 [†]
Hommes	1 005	11,1	1,1	45,6	4,5	56,8	5,7
Femmes	1 152	15,3	1,3	53,9	4,7	69,2	6,0
75 à 84 ans	1 199	34,0	2,8 [†]	175,0	14,6 [†]	209,0	17,4 [†]
Hommes	484	11,0 ^{E1}	2,3 ^{E1}	59,8	12,4	70,8	14,7
Femmes	715	23,0	3,2	115,1	16,1*	138,1	19,3*
85 ans et plus	292	20,9	7,2 [†]	92,7	31,7 [†]	113,6	38,9 [†]
Hommes	106	7,1 ^{E2}	6,7 ^{E2}	30,3	28,6	37,3	35,3
Femmes	186	13,9 ^{E1}	7,4	62,4	33,5	76,3	40,9
Revenu du ménage							
Inférieur	890	14,6	1,6 [§]	33,3	3,7 [§]	47,9	5,4 [§]
Moyen-inférieur	1 778	27,1	1,5 [§]	87,7	4,9 [§]	114,8	6,5 [§]
Moyen	5 142	44,6	0,9 [§]	176,3	3,4 [§]	220,9	4,3 [§]
Moyen-supérieur	8 172	29,6	0,4 [§]	116,5	1,4 [§]	146,0	1,8 [§]
Supérieur	7 074	21,6 ^{E1}	0,3 ^{§E1}	50,0	0,7 [§]	71,6	1,0 [§]
Province ou territoire							
Terre-Neuve	461	3,7 ^{E2}	0,8 ^{E2}	8,6	1,9	12,4	2,7
Île-du-Prince-Édouard	116	0,9 ^{E2}	0,8 ^{E2}	1,9	1,6 [§]	2,7	2,4
Nouvelle-Écosse	788	4,2 ^{E1}	0,5 ^{E1}	22,0	2,8 [§]	26,2	3,3 [§]
Nouveau-Brunswick	634	3,8 ^{E1}	0,6 ^{E1}	12,3	1,9	16,1	2,5
Québec	6 231	22,8	0,4 [§]	106,1	1,7 [§]	128,9	2,1 [§]
Ontario	9 877	68,9	0,7 [§]	232,2	2,4 [§]	301,0	3,1 [§]
Manitoba	907	6,6 ^{E1}	0,7 ^{E1}	24,0	2,7 [§]	30,6	3,4 [§]
Saskatchewan	806	5,7 ^{E1}	0,7 ^{E1}	20,5	2,5 [§]	26,2	3,3 [§]
Alberta	2 482	13,8	0,6	38,9	1,6 [§]	52,7	2,1 [§]
Colombie-Britannique	3 422	24,9	0,7	72,3	2,1	97,2	2,8
Yukon	25	F	F	0,4 ^{E2}	1,8 ^{E2}	0,6 ^{E1}	2,4 ^{E1}
Territoires du Nord-Ouest	32	0,1 ^{E2}	0,3 ^{E2§}	0,4 ^{E1}	1,2 ^{E1§}	0,5	1,5 ^{1§}
Nunavut	19	F	F	F	F	F	F

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001

† À l'exclusion de ceux qui utilisent aussi un fauteuil roulant.

‡ Significativement plus élevée que l'estimation pour le ou les groupes plus jeunes ($p < 0,05$).

§ Différence significative par rapport à l'estimation pour le total ($p < 0,05$).

* Significativement plus élevée que pour les hommes ($p < 0,05$).

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

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

F Coefficient de variation supérieur à 33,3 %.

BLESSURES

par Kathryn Wilkins et Evelyn Park

En 2000-2001, environ 3,4 millions de Canadiens de 12 ans et plus (13 %) ont été blessés gravement (tableau A). Autrement dit, ils ont vu leurs activités normales être limitées en raison du caractère suffisamment grave de leur blessure, par exemple une fracture, une entorse, une coupure profonde, une brûlure grave ou un empoisonnement. L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, une enquête générale sur la santé réalisée par Statistique Canada de septembre 2000 à octobre 2001, comprenait plusieurs questions sur ce genre de blessures.

Dans l'ensemble, le risque est plus élevé chez les hommes que chez les femmes : 15 % des hommes ont dit avoir subi au moins une blessure ayant limité leurs activités l'année qui a précédé l'enquête, comparativement à 11 % des femmes.

Prévalence plus forte chez les adolescents

De tous les groupes d'âge étudiés, les adolescents sont les plus susceptibles de subir des blessures. En 2000-2001, plus d'un jeune Canadien de 12 à 19 ans sur cinq avaient subi une blessure grave.

Les filles comme les garçons font face à un plus grand risque de blessure au moment de l'adolescence. Cependant, les garçons ont un taux de blessure particulièrement élevé. Ainsi, la proportion de ces derniers qui se sont blessés (27 %) est plus de quatre fois plus élevée que celle des hommes de 65 à 79 ans dans

la même situation, et plus de trois fois plus élevée que celle des hommes de 80 ans et plus.

Différences selon le sexe

Jusqu'à 65 ans, les hommes sont plus susceptibles que les femmes de subir des blessures. Puis, à partir de 65 ans, le risque devient plus élevé chez les femmes.

Chez les hommes, le taux de blessure diminue considérablement au fur et à mesure de l'avancement en âge, et ce, jusqu'à 80 ans. En revanche, chez les femmes, il varie peu avec l'âge après l'adolescence. Les jeunes femmes de 20 à 39 ans courent le même risque de subir une blessure que les femmes âgées (80 ans et plus) et un risque à peine plus élevé que celles de 40 à 64 ans et de 65 à 79 ans.

Type de blessure et circonstances

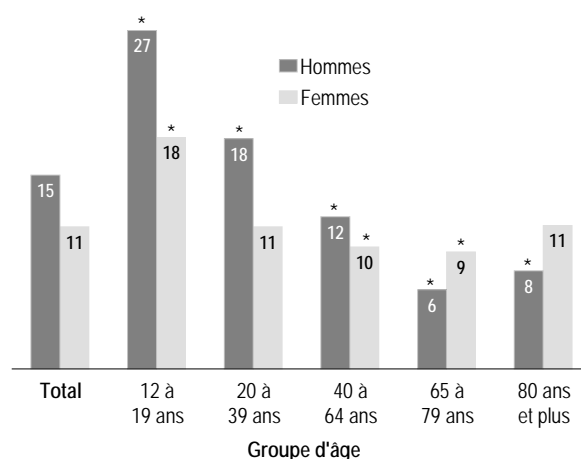
Les foulures et les entorses sont le type principal de blessure chez les deux sexes, suivies par les fractures

(tableau B). Les hommes sont plus susceptibles que les femmes de se blesser le poignet ou la main; par contre, les femmes risquent davantage de se blesser la cheville ou le pied.

Les hommes sont tout aussi susceptibles de subir une blessure dans un endroit où il y a des installations sportives (28 %) qu'à la maison (26 %). Il n'est donc pas étonnant que la plupart d'entre eux aient dit s'adonner à des activités sportives au moment où ils se sont blessés.

Chez les femmes, les blessures subies à la maison

Pourcentage de personnes blessées au cours de l'année précédant l'enquête



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001

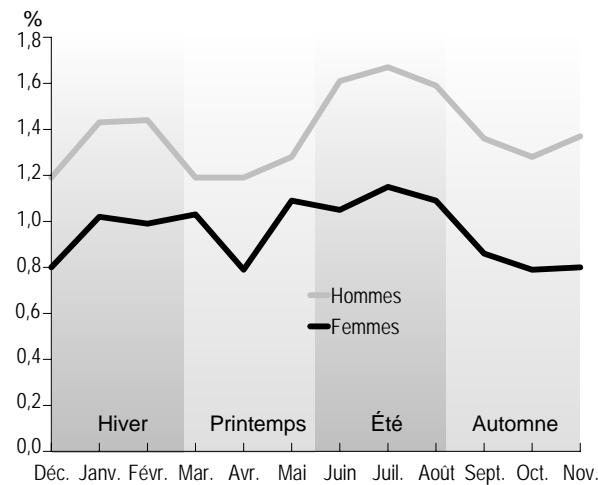
* Valeur significativement différente de la valeur particulière au sexe pour le total. Les valeurs diffèrent significativement selon le sexe pour tous les groupes d'âge ($p < 0,01$).

sont de loin plus fréquentes (42 %) que celles subies ailleurs. En outre, les blessures qu'elles subissent lors de l'accomplissement de tâches domestiques sont nettement plus nombreuses que celles survenues durant des activités sportives. En fait, globalement, le taux de blessure liée à des activités sportives est plus de deux fois plus élevé chez les hommes que chez les femmes : 5,4 % contre 2,6 % (données non présentées). Cette situation pourrait refléter les différences liées au sexe en ce qui concerne la pratique des sports, les activités physiques éreintantes et la prise de risques.

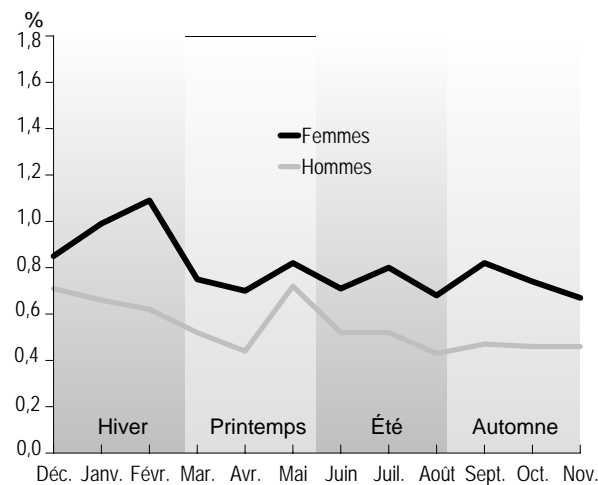
Variation du risque selon la saison

Le risque de blessure varie selon la saison, puisque les activités et les circonstances changent avec les conditions climatiques. C'est en été que le risque de blessure est le plus élevé, aussi bien chez les hommes que chez les femmes de 12 à 64 ans, mais les variations saisonnières sont nettement plus prononcées chez les premiers que chez les secondes. Par contre, chez les personnes âgées, le taux de blessure fluctue davantage chez les femmes que chez les hommes tout au cours de l'année. Chez les femmes âgées, la fréquence des blessures est plus élevée en hiver, tandis que chez leurs homologues masculins, on n'observe aucune variation saisonnière significative.

Pourcentage de personnes de 12 à 64 ans blessées au cours de l'année précédant l'enquête, selon le mois de la blessure



Pourcentage de personnes âgées (65 ans et plus) blessées au cours de l'année précédant l'enquête, selon le mois de la blessure



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001

Les chutes causent la plupart des blessures

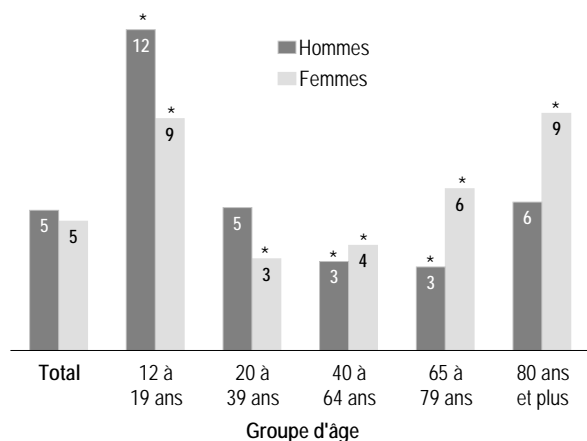
Les chutes sont la cause principale des blessures graves. En fait, les chutes sont à l'origine de 34 % des blessures graves des hommes et de 43 % de celles des femmes. Chez les hommes, le risque le plus élevé de blessure due à une chute s'observe parmi les personnes de 12 à 19 ans. Chez les femmes, la courbe du risque selon le groupe d'âge a une forme en U; autrement dit, le taux de blessure liée à une chute est le même pour les femmes de 80 ans et plus que pour les filles de 12 à 19 ans.

Glisser sur la glace ou la neige est dangereux pour les personnes âgées

Aussi bien chez les personnes âgées que chez les jeunes, glisser, faire un faux pas ou trébucher (sur une surface non glacée) est la cause principale des chutes entraînant une blessure. Qui

plus est, glisser sur la glace ou sur la neige s'avère une cause importante de chutes et constitue, chez les personnes âgées, un événement particulièrement hasardeux qui témoigne des dangers de l'hiver au Canada. Chez les hommes de moins de 65 ans, plus du cinquième des chutes causant une blessure grave sont associées à des sports de vitesse, comme le patin, le ski, la planche à neige, le patin à roues alignées ou la planche à roulettes.

Pourcentage de personnes ayant subi une blessure causée par une chute



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001

* Valeur significativement différente de la valeur particulière au sexe pour le total.

Causes principales de chutes . . .

... chez les personnes âgées :

	Pourcentage de chutes	
	Total	Femmes

12 à 64 ans

En glissant ou en trébuchant (pas sur de la glace)	42	40	46
En patinant, en skiant, en faisant de la planche à neige, en faisant du patin à roues alignées	17*	22*	12*
D'un endroit élevé	13*	17*	8*
En glissant ou en trébuchant sur de la glace ou de la neige	13*	11*	16*

65 ans et plus

En glissant ou en trébuchant (pas sur de la glace)	53	43	57
En glissant ou en trébuchant sur de la glace ou de la neige	19*	22*	18*
En montant ou descendant un escalier	12*	15*	11*

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001

* Valeur significativement différente du total ou de la valeur particulière au sexe pour glisser, trébucher (pas sur de la glace).

Risque plus faible au Québec et au Nunavut

En 2000-2001, les taux de blessure grave enregistrés au Nunavut (9 %) et au Québec (11 %) étaient parmi

les plus faibles du pays. En Alberta, la proportion de personnes ayant déclaré une blessure était élevée (18 %).

Chez les adolescents, c'est-à-dire le groupe d'âge le plus prédisposé aux blessures parmi ceux étudiés, le taux varie considérablement selon la province ou le territoire. Parmi les provinces, le Québec obtient le taux le plus faible de blessure chez les 12 à 19 ans, et la Saskatchewan et l'Alberta, les taux les plus élevés. Pour les adolescents du Nunavut, le taux est nettement plus faible que ceux observés pour ce groupe d'âge dans le reste du pays (données non présentées).

Revenu élevé, taux élevé de blessure chez les hommes

En 2000-2001, les hommes faisant partie d'un ménage à revenu élevé étaient plus susceptibles que la moyenne des hommes canadiens de subir une blessure grave. Par contre, ceux appartenant à la catégorie de revenu moyen-inférieur avaient un taux de blessure plus faible. Ce lien entre le revenu du ménage et la prévalence des blessures chez les hommes pourrait refléter une plus grande probabilité de s'adonner à des activités et à des sports qui exigent des dépenses assez importantes, comme des sports nécessitant des leçons, l'adhésion à un club sportif, à une association ou à un centre de conditionnement physique, ou le ski, la planche à neige et le hockey.

Chez les femmes, le taux de blessure ne varie pas significativement selon le revenu du ménage.

La plupart des blessés sont traités, peu sont hospitalisés

Environ les deux tiers (64 %) des personnes ayant subi une blessure grave en 2000-2001 ont cherché à se faire soigner dans les 48 heures. Plus de la moitié d'entre elles se sont rendues au service d'urgence d'un hôpital et environ une sur cinq, au cabinet d'un médecin; environ 8 % seulement ont été hospitalisées et ont passé une nuit à l'hôpital (données non présentées).

Décès

Bien que la plupart des blessures ne soient pas mortelles, 13 082 Canadiens sont tout de même décédés des suites d'une blessure ou d'un empoisonnement en 2000, d'après les renseignements tirés de la Base canadienne de données sur la mortalité. Ce chiffre représente 6 % de l'ensemble des décès cette année-là. Le nombre de blessures et d'empoisonnements mortels était deux fois plus élevé chez les hommes (8 730) que chez les femmes (4 352). Plus du quart (28 %) de ces décès correspondaient à un suicide; un peu moins du cinquième (19 %) étaient dus à un accident de circulation impliquant un véhicule automobile. Les chutes représentaient 13 % des décès dus à une blessure.

Kathryn Wilkins (613-951-1769; Kathryn.Wilkins@statcan.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé et Evelyn Park (613-951-6473; Evelyn.Park@statcan.ca), à la Direction de la statistique démographique et du recensement, toutes deux à Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

Références

1. 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).
2. 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).
3. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 281-310.

Questions

Les estimations des taux de *blessure grave*, ou *limitant les activités*, chez les Canadiens de 12 ans et plus en 2000-2001 sont fondées sur les réponses aux questions de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes. Les participants à l'enquête se sont vu poser des questions sur les blessures survenues au cours de l'année précédente et qui ont été suffisamment graves pour limiter leurs activités normales. Plusieurs exemples ont été donnés, comme une fracture, une entorse, une coupure profonde, une brûlure grave ou un empoisonnement. Les questions suivantes ont été posées :

- Sans tenir compte des blessures attribuées aux mouvements répétitifs, au cours des 12 derniers mois, vous êtes-vous blessé(e)?
- En pensant à la blessure la plus grave, dans quel mois a-t-elle eu lieu? S'agissait-il de l'année courante ou de l'année dernière?
- Quel genre de blessure avez-vous subie? (Par exemple, une fracture ou une brûlure.)
- Quelle partie du corps a été atteinte?
- Où la blessure a-t-elle eu lieu?
- Que faisiez-vous quand vous avez été blessé(e)?
- La blessure a-t-elle été causée par une chute?
- Comment êtes-vous tombé(e)?
- Quelle a été la cause de la blessure?
- Suite à cette blessure, avez-vous reçu des soins médicaux d'un professionnel de la santé dans les 48 heures qui ont suivi?
- Où avez-vous été soigné(e)?
- Avez-vous été admis(e) à l'hôpital?

Sources des données

Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes

Les estimations de la prévalence des *blessures limitant les activités* ont été calculées d'après les données du premier cycle de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) qui a été réalisée de septembre 2000 à octobre 2001¹. L'ESCC est une enquête générale sur la santé qui couvre la population à domicile de 12 ans et plus. Elle n'inclut pas les résidents des réserves indiennes, des bases des Forces canadiennes ni de certaines régions éloignées. Le taux global de réponse au premier cycle était de 85 %; la taille totale de l'échantillon était de 131 535.

Les estimations ont été pondérées de sorte qu'elles soient représentatives de la population canadienne de 12 ans et plus de l'an 2000. La variance des estimations et celle des différences entre les estimations ont été calculées par la méthode du *bootstrap* qui tient compte du plan d'échantillonnage complexe de l'enquête^{2,3}.

Base canadienne de données sur la mortalité

Les renseignements sur les *décès liés à une blessure* ont été tirés de la Base canadienne de données sur la mortalité de 2001. Cette base de données, créée d'après les renseignements transmis par les bureaux de l'état civil de chaque province et territoire, est tenue à jour par Statistique Canada.

Tableau A

Pourcentage de personnes ayant subi au moins une blessure limitant leurs activités normales au cours de l'année précédant l'enquête, selon le sexe, population à domicile de 12 ans et plus, Canada

	Total		Hommes		Femmes	
	milliers	%	milliers	%	milliers	%
Total	3 441	13,3	1 966	15,5	1 475	11,3 [†]
Groupe d'âge						
12 à 19 ans	738	22,8*	448	26,9*	291	18,4*
20 à 39 ans	1 320	14,8*	819	18,3*	501	11,3
40 à 64 ans	1 077	10,8*	594	11,9*	483	9,6*
65 à 79 ans	229	7,9*	82	6,3*	147	9,3*
80 ans et plus	76	10,1*	22	7,8*	53	11,5
Saison						
Printemps (mars, avril, mai)	802	3,1*	434	3,4*	368	2,8*
Été (juin, juillet, août) [‡]	973	3,8	565	4,5	408	3,1
Automne (septembre, octobre, novembre)	783	3,0*	468	3,7*	315	2,4*
Hiver (décembre, janvier, février)	852	3,3*	483	3,8*	370	2,8*
Province ou territoire						
Terre-Neuve	53	11,5*	33	14,7	20	8,4*
Île-du-Prince-Édouard	15	12,7	8	13,7	7	11,8
Nouvelle-Écosse	107	13,6	58	15,2	50	12,2
Nouveau-Brunswick	78	12,2*	43	13,8	35	10,7
Québec	689	11,1*	399	13,0*	290	9,2*
Ontario	1 297	13,1	733	15,1	564	11,2
Manitoba	122	13,5	70	15,8	52	11,3
Saskatchewan	127	15,8*	70	17,5	57	14,1*
Alberta	434	17,5*	254	20,4*	180	14,6*
Colombie-Britannique	509	14,9*	292	17,3*	218	12,6*
Yukon	4	14,8	2	15,2	2	14,4
Territoires du Nord-Ouest	4	13,7	3	18,8	1	8,2
Nunavut	2	8,5*	1	9,4*	1	7,5*
Revenu du ménage						
Inférieur	346	12,9	152	14,2	194	12,1
Moyen-inférieur	631	12,3*	335	14,0*	296	10,7
Moyen-supérieur	1 088	13,3	625	15,1	464	11,5
Supérieur	1 034	14,6*	666	17,2*	368	11,5

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001

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

[‡] Groupe de référence.

* Valeur significativement différente de l'estimation pour le total, ou pour le total pour le même sexe s'il y a lieu, ou pour le groupe de référence ($p < 0,05$).

Tableau B

Caractéristiques et circonstances de la blessure, selon le sexe, population à domicile de 12 ans et plus ayant subi au moins une blessure limitant les activités normales au cours de l'année précédant l'enquête, Canada

	Total		Hommes		Femmes	
	milliers	%	milliers	%	milliers	%
Total	3 441	100,0	1 966	57,1	1 475	42,8 [†]
Type de blessure						
Entorse/foulure [†]	1 467	42,7	802	40,9	665	45,1
Fracture	639	18,6*	351	17,9*	287	19,5*
Coupure	453	13,2*	318	16,2*	135	9,2*
Partie du corps						
Cheville/pied	737	22,2*	367	19,3*	370	26,0*
Poignet/main [†]	671	20,2	419	22,1	251	17,6
Dos	467	14,1*	270	14,2*	197	13,8*
Genou/partie inférieure de la jambe	419	12,6*	235	12,3*	185	12,9*
Mécanisme						
Chute [†]	1 278	37,4	654	33,5	623	42,7
Exercice trop intensif/mouvement ardu	696	20,4*	409	21,0*	286	19,6*
Objet tranchant	330	9,7*	237	12,2*	92	6,3*
Frappé(e) accidentellement	292	8,5*	191	9,8*	101	6,9*
Accident de transport	229	6,7*	110	5,6*	119	8,2*
Lieu						
Domicile	1 136	33,1*	515	26,3	621	42,3*
Aire de sport ou d'athlétisme [†]	796	23,2	556	28,4	241	16,4
Rue	426	12,4*	191	9,8*	234	16,0
Zone industrielle ou de construction	297	8,7*	274	14,0*	23	1,6*
Activité						
Sports [†]	1 025	29,9	689	35,2	336	22,9
Travail	817	23,9*	585	29,9*	232	15,8*
Tâches domestiques	603	17,6*	245	12,5*	358	24,4
Loisir	476	13,9*	237	12,1*	239	16,3*

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001

[†] Groupe de référence.

* Valeur significativement différente de l'estimation pour le groupe de référence pour le même sexe ($p < 0,05$).

SUPLÉMENT D'ACIDE FOLIQUE

par Wayne J. Millar

En 1999, le taux d'anomalies de fermeture du tube neural, dont les deux plus fréquentes sont le spina bifida et l'anencéphalie, était de 5,6 pour 10 000 naissances¹. Ces malformations se produisent durant les quatre premières semaines de la grossesse, à un moment où la plupart des femmes ne savent pas encore qu'elles sont enceintes². La prévalence des anomalies de fermeture du tube neural a tendance à être plus faible chez les enfants dont la mère a pris un supplément d'acide folique aux alentours de la conception³⁻⁵.

L'acide folique est une vitamine B qui facilite la synthèse des acides nucléiques indispensables à la réplication normale des cellules. L'acide folique est présent de façon naturelle dans le brocoli, les épinards, les choux de Bruxelles, le maïs, les légumineuses et les oranges.

Si les femmes se fiaient uniquement à l'apport alimentaire, une proportion importante de la population de femmes en âge de procréer consommerait une quantité d'acide folique plus faible que celle recommandée pour prévenir les malformations du tube neural⁶. En fait, un régime conforme aux recommandations du *Guide alimentaire canadien pour manger sainement* ne fournirait qu'environ 0,2 milligramme d'acide folique par jour. Aussi la Société des obstétriciens et gynécologues du Canada recommande-t-elle que les femmes susceptibles de devenir enceintes consomment quotidiennement un complexe multivitamines composé de 0,4 à 1,0

milligramme d'acide folique en guise de supplément à l'apport qu'offrirait un régime alimentaire équilibré⁷. Qui plus est, Santé Canada estime que la prise d'un supplément d'acide folique devrait commencer au moins deux à trois mois avant la conception et se poursuivre tout au cours du premier trimestre de la grossesse⁸.

Moins de la moitié

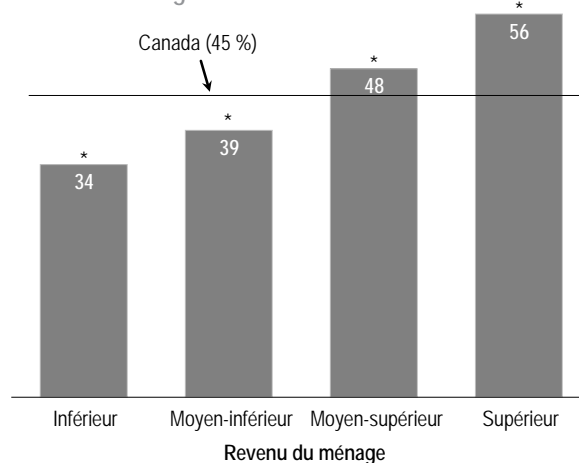
En 2000-2001, dans le cadre de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, les femmes de 15 à 55 ans qui avaient eu un enfant au cours des cinq années précédentes se sont vu poser des questions sur leur grossesse, notamment la question suivante : « Avez-vous pris un supplément vitaminique contenant de l'acide folique avant votre (dernière) grossesse, c'est-à-dire avant

de savoir que vous étiez enceinte? » Or parmi les quelque 1,5 million de femmes ainsi concernées, 45 % avaient déclaré avoir pris un supplément vitaminique contenant de l'acide folique avant leur dernière grossesse.

Les mères étaient d'autant plus susceptibles d'avoir pris un supplément d'acide folique qu'elles étaient âgées. La proportion varie de 33 % chez les femmes de 15 à 24 ans à 48 % chez celles de 30 ans et plus.

Bien que les grossesses non planifiées surviennent parmi les femmes de toutes les catégories d'état matrimonial, les grossesses chez les femmes mariées sont plus susceptibles que les autres d'être planifiées

Pourcentage de femmes de 15 à 55 ans qui ont pris un supplément d'acide folique avant la grossesse, selon le revenu du ménage



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001

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

Consommation d'un supplément d'acide folique avant la grossesse chez les femmes ayant eu un enfant au cours des cinq années précédant l'enquête

	Total	Ont pris de l'acide folique	
	milliers	milliers	%
Total	1 525	690	45
Âge			
15 à 24 ans	191	63	33*
25 à 29 ans	375	163	43
30 à 55 ans	960	465	48*
État matrimonial			
Mariée	1 296	620	48*
Non mariée	229	70	31*
Données manquantes	F	F	F
Province ou territoire			
Terre-Neuve	25	11	44
Île-du-Prince-Édouard	7	3	43
Nouvelle-Écosse	43	22	50
Nouveau-Brunswick	35	16	45
Québec	346	105	30*
Ontario	607	311	51*
Manitoba	55	25	46
Saskatchewan	51	22	43
Alberta	163	81	49*
Colombie-Britannique	184	91	49*
Yukon	2	1	42
Territoires du Nord-Ouest	3	1	31*
Nunavut	3	1	41
Région rurale/urbaine			
Rurale	271	110	41*
Urbaine	1 254	580	46*
Revenu du ménage			
Inférieur	229	78	34*
Moyen-inférieur	367	145	39*
Moyen-supérieur	505	242	48*
Supérieur	337	187	56*
Données manquantes	88	38	43
Niveau de scolarité			
Pas de diplôme d'études secondaires	202	67	33*
Diplôme d'études secondaires	313	132	42*
Études postsecondaires partielles	138	49	35*
Diplôme d'études postsecondaires	860	439	51*
Données manquantes	F	F	F
Situation d'immigration			
Immigrante	357	150	42
Non-immigrante	1 162	539	46*
Données manquantes	F	F	F

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001

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

et, par conséquent, pourraient avoir plus de chances d'être associées à la consommation d'un supplément d'acide folique avant la conception⁹. Près de la moitié (48 %) des femmes mariées, mais 31 % des femmes non mariées, avaient pris un supplément d'acide folique.

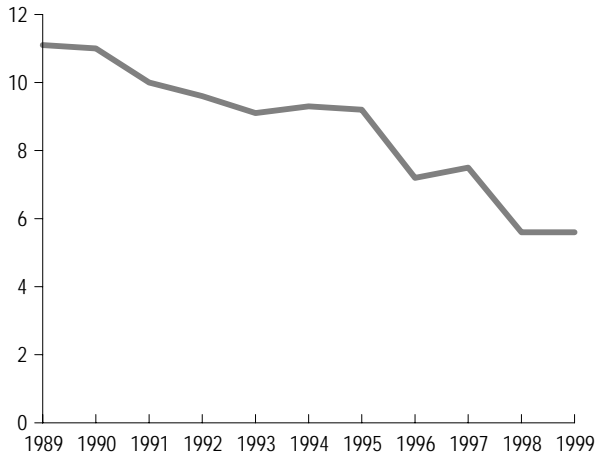
La prise d'un supplément d'acide folique dépend de plusieurs facteurs socioéconomiques. Sa prévalence a tendance à être plus forte chez les mères des régions urbaines que chez celles des régions rurales, et chez celles faisant partie d'un ménage à revenu élevé. Le niveau de scolarité est également associé à la consommation d'acide folique. À cet égard, la prévalence la plus faible a été observée chez les femmes sans diplôme d'études secondaires, tandis que la plus forte l'a été chez celles qui détenaient un diplôme d'études postsecondaires. La proportion de mères ayant pris un supplément d'acide folique est en outre plus faible chez les immigrantes que chez les femmes nées au Canada, soit 42 % contre 46 %.

Taux d'anomalies de fermeture du tube neural à la baisse

Le taux d'anomalies de fermeture du tube neural enregistré en 1999, soit 5,6 pour 10 000 naissances, était nettement inférieur au taux de 11,1 pour 10 000 observé en 1989¹. Des facteurs autres que la seule prise d'un supplément d'acide folique ont vraisemblablement contribué à ce recul. L'enrichissement de certains produits alimentaires au moyen d'acide folique n'est sans doute pas ici un facteur, puisque cette pratique n'a été rendue obligatoire qu'à partir de 1998. Par contre, les examens de dépistage prénataux plus fréquents en vue de déceler les anomalies congénitales pourraient avoir joué un rôle en incitant certaines femmes à opter pour l'avortement thérapeutique¹⁰. Par exemple, en Angleterre et au pays de Galles, l'incidence des malformations du tube neural est passée de 3,2 pour 1 000 naissances au début des années 1970 à 0,1 pour 1 000 naissances en 1997. Environ 40 % de cette baisse tiendrait au dépistage prénatal et à l'interruption de la grossesse, et la proportion restante, à une diminution de l'incidence,

Taux de malformations du tube neural, Canada, 1989 à 1999

Pour 10 000 naissances totales†

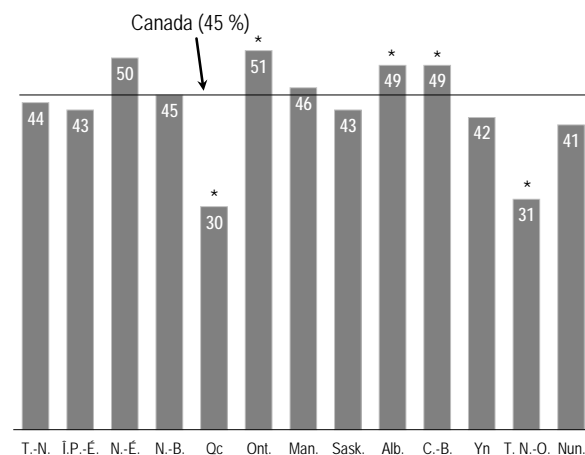


Source des données : Santé Canada, Système canadien de surveillance des anomalies congénitales

Nota : N'inclut pas la Nouvelle-Écosse.

† Naissances vivantes et mortinaissances.

Pourcentage de femmes de 15 à 55 ans qui ont pris de l'acide folique avant la grossesse, selon la province ou le territoire



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001

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

qui coïncide avec une augmentation de l'apport alimentaire de folate¹¹.

Les taux provinciaux et territoriaux de consommation d'un supplément d'acide folique varient de 30 % pour le Québec et 31 % pour les Territoires du Nord-Ouest à 51 % pour l'Ontario. Les taux observés en Alberta et en Colombie-Britannique sont également supérieurs à la moyenne nationale.

Au Québec, où la proportion de femmes qui ont dit avoir pris un supplément d'acide folique est faible,

Source des données

La prise d'un supplément vitaminique contenant de l'acide folique avant la grossesse a été estimée au moyen de données provenant du premier cycle de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), menée de septembre 2000 à octobre 2001¹². L'enquête couvre la population à domicile de 12 ans et plus et exclut les résidents des réserves indiennes, ceux des bases des Forces canadiennes et de certaines régions éloignées. Le taux de réponse au premier cycle était de 85 %; la taille totale de l'échantillon était de 131 535.

Tous les écarts ont été soumis à des tests pour confirmer leur signification statistique, c'est-à-dire pour s'assurer qu'ils n'étaient pas dus au hasard. Pour tenir compte des effets du plan de sondage, les erreurs-types et les coefficients de variation ont été estimés par la méthode du *bootstrap*¹³⁻¹⁵. Dans tous les cas, le niveau de signification a été établi à $p < 0,05$.

L'information sur la prise d'un supplément d'acide folique repose sur un échantillon de 7 875 femmes de 15 à 55 ans ayant eu un enfant au cours des cinq années précédant l'enquête. Cet échantillon représente une population de 1,5 million de femmes. Aucune question n'a été posée aux participantes quant à savoir si leur grossesse avait été planifiée ou pour déterminer ce qu'elles savaient de l'acide folique. L'enquête ne fournit aucun renseignement sur la posologie ni sur la fréquence de consommation de l'acide folique. Le pourcentage de femmes ayant pris de l'acide folique pourrait être sous-estimé, certaines femmes peuvent ne pas être conscientes que comprimés multivitaminés contiennent de l'acide folique.

le taux de malformation du tube neural est relativement élevé⁷. Cependant, à Terre-Neuve, où la proportion de femmes qui ont pris un tel supplément correspond à toutes fins utiles à la moyenne nationale, le taux de malformation du tube neural est le même qu'au Québec⁷.

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

Références

1. R. Kohut, I.D. Rusen, R.B. Lowrey, *Les anomalies congénitales au Canada : Rapport sur la santé périnatale*, 2002, Ottawa, Ministère des Travaux publics et Services gouvernementaux du Canada, 2002 (n° H39-641/2002F au catalogue).
2. J.M. Elwood, J. Little et J.H. Elwood, *Epidemiology and Control of Neural Tube Defects*, Oxford, Oxford University Press, 1992.
3. A. Milunsky, H. Jick, S.S. Jick *et al.*, « Multivitamin/folic acid supplementation in early pregnancy reduces the prevalence of neural tube defects », *Journal of the American Medical Association*, 262(20), 1989, p. 2847-2852.
4. MIRC Vitamin Study Research Group, « Prevention of neural tube defects: results of the Medical Research Vitamin Council Study », *Lancet*, 338, 1991, p. 131-137.
5. A.E. Czeizel et I. Dudas, « Prevention of the first occurrence of neural-tube defects by periconceptional vitamin supplementation », *New England Journal of Medicine*, 327(26), 1992, p. 1832-1835.
6. M.M. Werler, C. Louik et A.A. Mitchell, « Achieving a public health recommendation for preventing neural tube defects with folic acid », *American Journal of Public Health*, 89(11), 1999, p. 1637-1640.
7. R.D. Wilson, « L'apport en acide folique pour la prévention des anomalies du tube neural et d'autres anomalies congénitales », *Journal d'obstétrique et gynécologie du Canada*, 138, 2003, p. 1-8.
8. M.I. Van Allen, C. McCourt et N.S. Lee, *Santé avant la grossesse : l'acide folique pour la prévention primaire des anomalies du tube neural - Un document de référence à l'intention des professionnels de la santé*, 2002, Ottawa, Ontario, ministre des Travaux publics et Services gouvernementaux Canada, 2002 (n° H39-607/2002F au catalogue).
9. P. Morin, P. De Wals, D. St-Cyr-Tribble *et al.*, « Pregnancy planning: a determinant of folic acid supplements for the primary prevention of neural tube defects », *La revue canadienne de santé publique*, 93(4), 2002, p. 259-263.
10. E. Gucciardi, M. Pietrusiak, D.L. Reynolds *et al.*, « Incidence of neural tube defects in Ontario, 1986-1999 », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 167(3), 2002, p. 237-240.
11. J.K. Morris et N.J. Wald, « Quantifying the decline in the birth prevalence of neural tube defects in England and Wales », *Journal of Medical Screening*, 6(4), 1999, p. 182-185.
12. 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).
13. 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).
14. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 281-310.
15. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap variance estimation for the National Population Health Survey », *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, Baltimore, Maryland, août 1999.



Pour commander les publications

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

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca





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

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

Ou visiter notre site Web : www.statcan.ca

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

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

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

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

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

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

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



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

Les demandes de totalisations spéciales doivent être adressées aux :

Services personnalisés à la clientèle

Division de la statistique de la santé

Statistique Canada

Ottawa (Ontario)

K1A 0T6

Téléphone : (613) 951-1746

Télécopieur : (613) 951-0792

Courriel : HD-DS@statcan.ca

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

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



Fichiers de microdonnées

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

Services personnalisés à la clientèle

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

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

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

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



ENQUÊTES SUR LA SANTÉ DE LA POPULATION

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

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

Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP)

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

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

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

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

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

Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC)

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

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

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

Pour plus de renseignements sur ces enquêtes, veuillez visiter notre site web

http://www.statcan.ca/francais/concepts/hs/index_f.htm

Le Canada en statistiques

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

Pour plus de renseignements sur ces tableaux, veuillez visiter notre site Web

http://www.statcan.ca/francais/Pgdb/health_f.htm

Le programme des centres de données de recherche

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

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

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

Pour plus de renseignements sur ce programme, veuillez visiter notre site web
http://www.statcan.ca/francais/rdc/index_f.htm