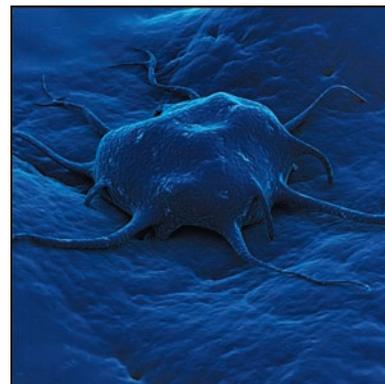


N° 82-003-X au catalogue

# Rapports sur la santé



Volume 20, numéro 1

 Statistique Canada Statistics Canada

Canada

## Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à : Division de l'information et de la recherche sur la santé, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (téléphone : 613-951-1765).

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

### Centre de contact national de Statistique Canada

Numéros sans frais (Canada et États-Unis) :

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

Appels locaux ou internationaux :

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

### Programme des services de dépôt

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

## Comment accéder à ce produit ou le commander

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

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

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

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

Les prix ne comprennent pas les taxes sur les ventes.

La version imprimée peut être commandée par les moyens suivants :

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

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

## Normes de service à la clientèle

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

# Rapports sur la Santé

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

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2009

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

Mars 2009

N° 82-003-XPF au catalogue, vol. 20, n° 1  
ISSN 1492-7128

N° 82-003-XIF au catalogue, vol. 20, n° 1  
ISSN 1209-1375

Périodicité : trimestrielle

Ottawa

---

## Note de reconnaissance

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

**Rédactrice en chef**  
Christine Wright

**Rédactrice principale**  
Mary Sue Devereaux

**Rédactrice adjointe**  
Anne Marie Baxter

**Gestionnaire de la production**  
Robert Pellarin

**Services de créativité conceptuelle**  
Rasha Bradic

**Administration**  
Amber Doy-Yat

**Rédacteurs associés**

David Buckeridge  
Université McGill

Elizabeth Lin  
Institut psychiatrique Clarke

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

Nazeem Muhajarine  
Université de la Saskatchewan

Georgia Roberts  
Statistique Canada

Geoff Rowe  
Statistique Canada

Michelle Simard  
Statistique Canada

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

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

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

### Signes conventionnels

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

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

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

# À propos de Rapports sur la santé

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

Pour s'informer des *Rapports sur la santé*, contacter la rédactrice en chef, Division de l'information et de la recherche sur la santé, Statistique Canada, immeuble R.-H.-Coats, 24<sup>e</sup> étage, Ottawa (Ontario) Canada K1A0T6.  
Téléphone : 613-951-1765  
Télécopieur : 613-951-3959  
Courriel : christine.wright@statcan.gc.ca

## Comité de rédaction

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

*Bill Avison*  
Université de Western Ontario

*Adam Baxter-Jones*  
Université de la Saskatchewan

*Lise Dubois*  
Université d'Ottawa

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

*Bob Evans*  
Université de la Colombie-Britannique

*David Feeny*  
Kaiser Permanente

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

*Judy Guernsey*  
Université de Dalhousie

*Glenn Irwin*  
Santé Canada

*Howard Morrison*  
Agence de la santé publique du Canada

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

*Tom Noseworthy*  
Université de Calgary

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

*Jennifer O'Loughlin*  
Université de Montréal

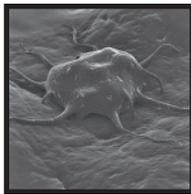
*Indra Pulcins*  
Institut canadien d'information sur la santé

*Paul Veugelers*  
Université de l'Alberta

*Michael Wolfson*  
Statistique Canada

# Dans ce numéro

## Travaux de recherche



- **La prévalence du cancer dans la population canadienne..... 7**

*par Larry F. Ellison et Kathryn Wilkins*

Les cancers les plus prévalents au 1<sup>er</sup> janvier 2005 étaient le cancer du sein, le cancer de la prostate et le cancer colorectal, représentant ensemble un peu plus de la moitié de tous les cas.



- **Revenu et détresse psychologique : le rôle de l'environnement social.....21**

*par Heather M. Orpana, Louise Lemyre et Ronald Gravel*

Le faible revenu constitue un important facteur de risque de détresse psychologique. Une part de l'accroissement du risque est attribuable aux facteurs de stress.



- **Histoire naturelle de la qualité de vie liée à la santé : une étude de cohorte de dix ans.....31**

*par Heather M. Orpana, Nancy Ross, David Feeny, Bentson McFarland, Julie Bernier et Mark Kaplan*

Chez les adultes âgés de 40 ans et plus en 1994-1995 faisant partie d'un échantillon représentatif de la population nationale, la qualité de vie liée à la santé demeure généralement stable jusqu'à l'âge de 70 ans environ, puis elle commence à diminuer.

## Santé en bref



- **Consommation de médicaments chez les Canadiens âgés .....39**

*par Pamela L. Ramage-Morin*

Plus de la moitié (53 %) des personnes âgées vivant en établissement et 13 % de celles vivant dans des ménages privés prennent cinq médicaments différents ou plus en même temps.

## Coup d'œil méthodologique

- **Évaluation de la couverture des données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes couplées aux dossiers de malades hospitalisés .....49**

*par Michelle Rotermann*

Le taux de couverture découlant du couplage des données du cycle 1.1 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes et de celles de la base de données de l'Information-santé orientée vers la personne est élevé, dépassant souvent les 90 %, bien qu'il soit plus faible dans le cas de certains participants à l'enquête, notamment les personnes âgées.



- **Combiner les cycles de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes .....59**

*par Steven Thomas et Brenda Wannell*

Deux méthodes peuvent être utilisées pour combiner les cycles de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : la méthode individuelle et la méthode groupée.



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



# La prévalence du cancer dans la population canadienne

par Larry F. Ellison et Kathryn Wilkins

## Résumé

### Contexte

Le nombre croissant de diagnostics de cancer ainsi que la hausse des taux de survie ont entraîné des augmentations de la prévalence du cancer au Canada. Le présent article fournit des estimations plus précises et plus détaillées de la prévalence du cancer que celles qui étaient disponibles auparavant.

### Données et méthodes

À partir des données sur l'incidence du cancer provenant du Registre canadien du cancer couplées aux données sur la mortalité tirées de la Statistique de l'état civil — Base de données sur les décès, on a calculé des estimations directes de la prévalence du cancer au 1<sup>er</sup> janvier 2005 pour de nombreux cancers selon le temps écoulé depuis le diagnostic, l'âge et le sexe.

### Résultats

Les chiffres de prévalence du cancer sur deux ans, cinq ans et dix ans étaient 217 089 (675 par 100 000 habitants), 454 149 (1 412 par 100 000 habitants) et 722 833 (2 248 par 100 000 habitants), respectivement. Les cancers les plus prévalents étaient le cancer du sein (20,6 % des cas prévalents sur dix ans), le cancer de la prostate (18,7 %) et le cancer du côlon et du rectum (12,9 %), représentant ensemble un peu plus de la moitié de tous les cas. Les taux de prévalence pour tous types de cancer confondus ont fortement augmenté avec l'âge, atteignant un sommet entre 80 et 84 ans; les taux étaient plus élevés chez les femmes que chez les hommes avant 60 ans, et plus élevés chez les hommes par la suite.

### Interprétation

Les données sur la prévalence totalisées selon le type de cancer, l'âge et le temps écoulé depuis le diagnostic fournissent des renseignements importants sur la demande de soins de santé et de services sociaux liés au cancer.

### Mots-clés

Méthodes épidémiologiques, néoplasmes, registres, surveillance.

### Auteurs

Larry F. Ellison (613-951-5244; larry.ellison@statcan.gc.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé, et Kathryn Wilkins (613-951-1769; kathryn.wilkins@statcan.gc.ca) travaille à la Division de l'information et de la recherche sur la santé à Statistique Canada, Ottawa, ON K1A 0T6.

Les données sur la prévalence du cancer dans une population sont importantes pour la planification des soins de santé. Les personnes chez lesquelles on a diagnostiqué un cancer ont besoin de traitement, de surveillance pour détecter toute récurrence et de tests de dépistage d'autres formes de cancer. En outre, elles courent le risque d'incapacité ou de handicap permanent<sup>1</sup>. Les données sur la prévalence du cancer fournissent une indication globale de la demande de services sociaux et de soins de santé liés au cancer et peuvent être utilisées pour planifier l'affectation de ces ressources à l'avenir<sup>1,2</sup>.

La prévalence du cancer peut se définir comme le nombre de cas de cancer déjà diagnostiqués dans une population donnée, parmi les personnes en vie à une date précise (date indice). La prévalence totale s'entend des cas prévalents diagnostiqués à n'importe quel moment dans le passé, tandis que la prévalence de durée limitée s'entend des cas prévalents diagnostiqués au cours d'un nombre d'années donné.

L'établissement de catégories d'estimation de la prévalence du cancer selon le temps écoulé depuis le diagnostic permet d'obtenir des

indications plus précises des besoins de soins de santé<sup>3</sup>. Les cas diagnostiqués au cours des dix dernières années représentent la principale demande de services de soins liés au cancer; plus précisément, différents services de soins de santé sont requis pour les cas diagnostiqués il y a deux ans ou moins, entre deux et cinq ans et entre cinq et dix ans<sup>2,3</sup>. Les données sur la prévalence selon le type de cancer sont utiles également aux fins de la planification de l'affectation des ressources au traitement, aux soins et au suivi, puisque la gestion du cancer diffère selon le type de cancer.

La prévalence du cancer est fonction de l'incidence de la maladie ainsi que de la survie au cancer. Au Canada, le nombre de nouveaux cas diagnostiqués continue d'augmenter<sup>4</sup> et le taux de survie augmente également<sup>5-8</sup>. Il en résulte une augmentation du nombre de personnes atteintes du cancer, ce qui entraîne une demande croissante de services de soins de santé.

Depuis 2003, la monographie annuelle *Statistiques canadiennes sur le cancer* fournit des estimations indirectes de la prévalence sur 15 ans des principaux cancers (du sein chez la femme, de la prostate, du côlon et du rectum et du poumon), et de tous les types de cancer confondus<sup>9</sup>. Les estimations pour le Canada ont été obtenues en appliquant les taux de survie observés tirés des données du Registre du cancer de la Saskatchewan — plus récemment, des cas diagnostiqués de 1986 à 2001, avec un suivi jusqu'à la fin de 2002<sup>10</sup> — aux données nationales sur l'incidence du cancer. Étant donné que le Registre canadien du cancer (RCC) existe depuis longtemps (il contient des renseignements sur les cas diagnostiqués à compter de 1992), il est maintenant possible d'établir des estimations canadiennes de la prévalence directement à partir des renseignements individuels sur le statut vital. En outre, il est possible de satisfaire à la demande de chiffres sur la prévalence selon le temps écoulé depuis le diagnostic, selon l'âge et pour des cancers autres que les cancers principaux.

En s'appuyant sur les données du RCC, le présent rapport fournit des estimations de la prévalence du cancer au Canada au 1<sup>er</sup> janvier 2005. Les estimations nationales ont été calculées directement pour tous les cas sauf ceux diagnostiqués dans la province du Québec, pour lesquels il a été nécessaire d'employer une méthode indirecte. Les résultats ont été calculés selon le type de cancer, le groupe d'âge, le sexe et le temps écoulé depuis le diagnostic (c'est-à-dire, la prévalence sur deux, cinq et dix ans).

## Méthodes

### Source des données

Les données sur l'incidence du cancer sont extraites de la version de janvier 2008 du Registre canadien du cancer (RCC), une base de données dynamique, orientée vers la personne et représentative de la population, tenue à jour par Statistique Canada. Le RCC contient des données sur les cas de cancer diagnostiqués depuis 1992, tirées des rapports de tous les registres provinciaux et territoriaux du cancer. Une description détaillée du RCC, y compris les sources de données, la méthodologie et l'exactitude, est disponible dans le site Web de Statistique Canada<sup>11</sup>. Les données sur la mortalité proviennent de la Statistique de l'état civil — Base de données sur les décès, également tenue à jour par Statistique Canada. Ces données sont fondées sur les renseignements transmis par les registraires de l'état civil provinciaux et territoriaux. Les estimations démographiques sont tirées de la publication de Statistique Canada intitulée *Compendium des estimations démographiques 2007*<sup>12</sup>.

### Techniques d'analyse

Un fichier contenant les enregistrements des cas de cancer invasif et des cas de cancer *in situ* de la vessie (ces derniers sont déclarés pour chaque province et territoire sauf l'Ontario) a été créé selon les règles de codage des tumeurs primaires multiples du Centre international de recherche sur le cancer<sup>13</sup>. Les cas de cancer ont été classés selon la *Classification internationale des maladies pour l'oncologie, Troisième édition*<sup>14</sup> et groupés selon les définitions des groupes du Surveillance, Epidemiology, and End Results (SEER) Program, le mésothéliome et le sarcome de Kaposi étant présentés séparément<sup>15</sup>.

Le suivi de la mortalité a été réalisé jusqu'au 31 décembre 2004 par couplage des enregistrements à la Base de données sur les décès et d'après les renseignements déclarés par les

registres provinciaux et territoriaux du cancer. En cas de décès déclaré par un registre provincial mais non confirmé par couplage d'enregistrements, on a supposé que la personne était décédée à la date indiquée par le registre déclarant. Lorsque la date de décès manquait complètement (n=77), on a supposé que le décès avait eu lieu après la date indice (1<sup>er</sup> janvier 2005).

On peut calculer la prévalence de manière à estimer le nombre de personnes atteintes du cancer à une date donnée (prévalence fondée sur la personne) ou le nombre total de cas de cancer diagnostiqués chez les personnes en vie à cette date (prévalence fondée sur la tumeur). La deuxième méthode comprend tous les cancers admissibles pour la période de référence, qu'il s'agisse de premières tumeurs primaires ou de tumeurs primaires subséquentes. La prévalence fondée sur la tumeur donne une meilleure idée de la demande de soins de santé, puisque les cancers multiples chez une personne sont généralement traités indépendamment les uns des autres<sup>1</sup>. Par conséquent, le présent rapport porte plus particulièrement sur la prévalence fondée sur la tumeur. Par souci d'exhaustivité, toutefois, des estimations de la prévalence fondée sur la personne sont fournies aux tableaux A et B en annexe.

La prévalence a été déterminée directement par la méthode du comptage<sup>16,17</sup>. Toutes les tumeurs primaires invasives (y compris les cas de cancer *in situ* de la vessie) chez les personnes en vie le 1<sup>er</sup> janvier 2005 qui avaient été diagnostiquées au cours de la période de référence ont été comptées. On a estimé la prévalence sur deux ans en comptant le nombre de tumeurs primaires invasives diagnostiquées du 1<sup>er</sup> janvier 2003 au 31 décembre 2004 chez les personnes encore en vie le 1<sup>er</sup> janvier 2005. De même, les estimations de la prévalence sur cinq ans et dix ans étaient fondées sur les cas diagnostiqués depuis 2000 et 1995, respectivement.

**La prévalence du cancer dans la population canadienne • Travaux de recherche**

Étant donné les problèmes liés à la détermination du statut vital des cas diagnostiqués au Québec, les données sur la prévalence pour cette province ont été déterminées indirectement. On a utilisé la probabilité de survie jusqu'à la date indice pour attribuer de façon aléatoire le statut vital de chaque nouveau cas au Québec. On a déterminé les probabilités de survie d'après la proportion correspondante de cas de survie calculée pour le reste du Canada, stratifiée sur le groupe d'âge (0 à 39 ans, 40 à 49 ans, 50 à 59 ans, 60 à 69 ans, 70 à 79 ans et 80 ans et plus), le sexe, le type de cancer et le mois du diagnostic. On a calculé les estimations mensuelles de la survie au moyen de dix analyses distinctes, une pour chaque année de suivi, par la méthode (actuarielle) des tables de survie. Chaque analyse était

fondée sur les cas diagnostiqués au cours d'une période de quatre ans couvrant l'année la plus pertinente (p. ex., 1995 pour les mois de la dixième année de survie) et les trois années précédentes. Pour les cancers pour lesquels on disposait de données suffisantes, c.-à-d. côlon, rectum, poumon et bronche, mélanome de la peau, cancer du sein chez la femme, col utérin, prostate, vessie et autres, le plus vieux groupe d'âge a été subdivisé en trois groupes, soit les 80 à 84 ans, les 85 à 89 ans et les 90 ans et plus.

Les estimations de la prévalence selon l'âge ont été calculées d'après l'âge de la personne au 1<sup>er</sup> janvier 2005 dans chaque cas. L'année de naissance était manquante pour 105 cas. Étant donné que l'exclusion de ces cas de l'analyse aurait produit une sous-estimation de la prévalence, on

a imputé de façon aléatoire le groupe d'âge atteint d'après la répartition du groupe d'âge selon le sexe des cas prévalents en Ontario (où pratiquement tous les 105 cas en question ont été diagnostiqués). Étant donné le pourcentage relativement élevé des cas de cancer de la prostate (25 %) chez les personnes dont l'âge était inconnu, et le caractère unique de la répartition par âge des cas de ce type de cancer, on a utilisé deux répartitions du groupe d'âge atteint aux fins d'imputation pour les hommes, un pour les cas de cancer de la prostate et l'autre pour tous les autres cancers confondus. On a calculé les taux de prévalence bruts (par 100 000 habitants) en divisant les chiffres sur la prévalence par la population appropriée le 1<sup>er</sup> janvier 2005 et en multipliant par 100 000. Les estimations démographiques pour cette

**Tableau 1**  
**Nombre de cas prévalents, selon la prévalence-durée, le type de cancer et le sexe, Canada, 1<sup>er</sup> janvier 2005**

Cancer	Prévalence-durée								
	Deux ans			Cinq ans			Dix ans		
	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes
<b>Tous les cancers</b>	<b>217 089</b>	<b>110 595</b>	<b>106 494</b>	<b>454 149</b>	<b>228 318</b>	<b>225 831</b>	<b>722 833</b>	<b>353 508</b>	<b>369 325</b>
Cavité buccale et pharynx	5 198	3 524	1 674	10 819	7 235	3 584	17 383	11 648	5 735
Œsophage	1 215	900	315	1 767	1 319	448	2 266	1 644	622
Estomac	2 890	1 911	979	4 791	3 056	1 735	6 875	4 229	2 646
Côlon et rectum	29 554	16 048	13 506	60 700	32 736	27 964	93 489	49 603	43 886
Côlon à l'exclusion du rectum	19 438	9 838	9 600	40 005	20 070	19 935	62 123	30 781	31 342
Rectum et rectosigmoïde	10 116	6 210	3 906	20 695	12 666	8 029	31 366	18 822	12 544
Anus	864	380	484	1 742	734	1 008	2 671	1 108	1 563
Foie	942	712	230	1 553	1 178	375	1 967	1 473	494
Pancréas	1 825	883	942	2 444	1 197	1 247	3 037	1 464	1 573
Larynx	1 861	1 521	340	3 908	3 215	693	6 701	5 479	1 222
Poumon et bronche	17 620	9 189	8 431	27 642	14 122	13 520	37 168	19 052	18 116
Tissus mous	1 442	793	649	3 001	1 645	1 356	4 891	2 623	2 268
Mélanome de la peau	7 722	4 078	3 644	17 459	8 961	8 498	29 602	14 697	14 905
Sein	37 391	306	37 085	86 552	598	85 954	148 542	947	147 595
Col utérin	2 346	...	2 346	5 433	...	5 433	9 995	...	9 995
Corps utérin	6 894	...	6 894	15 373	...	15 373	26 467	...	26 467
Ovaire	3 282	...	3 282	6 265	...	6 265	9 355	...	9 355
Prostate	37 583	37 583	...	85 956	85 956	...	135 065	135 065	...
Testicules	1 557	1 557	...	3 817	3 817	...	7 091	7 091	...
Vessie (y compris <i>in situ</i> )	10 532	7 946	2 586	21 887	16 448	5 439	35 807	26 625	9 182
Rein et bassinnet du rein	6 045	3 624	2 421	12 838	7 670	5 168	20 553	12 205	8 348
Cerveau	2 121	1 229	892	3 841	2 175	1 666	6 015	3 355	2 660
Thyroïde	6 001	1 220	4 781	13 091	2 804	10 287	20 529	4 430	16 099
Lymphome hodgkinien	1 618	883	735	3 751	2 079	1 672	6 906	3 806	3 100
Lymphome non hodgkinien	9 253	4 930	4 323	18 991	10 015	8 976	29 619	15 316	14 303
Myélome multiple	2 537	1 362	1 175	4 564	2 428	2 136	5 902	3 126	2 776
Leucémie	5 794	3 426	2 368	11 511	6 720	4 791	17 684	10 170	7 514
Autre, inconnu	13 002	6 590	6 412	24 453	12 210	12 243	37 253	18 352	18 901

... n'ayant pas lieu de figurer

Source : Registre canadien du cancer, Statistique Canada et registres provinciaux et territoriaux du cancer.

Tableau 2

Taux de prévalence (pour 100 000 habitants), selon la prévalence-durée, le type de cancer et le sexe, Canada, 1<sup>er</sup> janvier 2005

Cancer	Prévalence-durée								
	Deux ans			Cinq ans			Dix ans		
	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes
<b>Tous les cancers</b>	<b>675,2</b>	<b>694,5</b>	<b>656,2</b>	<b>1 412,4</b>	<b>1 433,7</b>	<b>1 391,6</b>	<b>2 248,1</b>	<b>2 219,8</b>	<b>2 275,8</b>
Cavité buccale et pharynx	16,2	22,1	10,3	33,6	45,4	22,1	54,1	73,1	35,3
Œsophage	3,8	5,7	1,9	5,5	8,3	2,8	7,0	10,3	3,8
Estomac	9,0	12,0	6,0	14,9	19,2	10,7	21,4	26,6	16,3
Côlon et rectum	91,9	100,8	83,2	188,8	205,6	172,3	290,8	311,5	270,4
Côlon à l'exclusion du rectum	60,5	61,8	59,2	124,4	126,0	122,8	193,2	193,3	193,1
Rectum et rectosigmoïde	31,5	39,0	24,1	64,4	79,5	49,5	97,6	118,2	77,3
Anus	2,7	2,4	3,0	5,4	4,6	6,2	8,3	7,0	9,6
Foie	2,9	4,5	1,4	4,8	7,4	2,3	6,1	9,2	3,0
Pancréas	5,7	5,5	5,8	7,6	7,5	7,7	9,4	9,2	9,7
Larynx	5,8	9,6	2,1	12,2	20,2	4,3	20,8	34,4	7,5
Poumon et bronche	54,8	57,7	52,0	86,0	88,7	83,3	115,6	119,6	111,6
Tissus mous	4,5	5,0	4,0	9,3	10,3	8,4	15,2	16,5	14,0
Mélanome de la peau	24,0	25,6	22,5	54,3	56,3	52,4	92,1	92,3	91,8
Sein	116,3	1,9	228,5	269,2	3,8	529,7	462,0	5,9	909,5
Col utérin	...	...	14,5	...	...	33,5	...	...	61,6
Corps utérin	...	...	42,5	...	...	94,7	...	...	163,1
Ovaire	...	...	20,2	...	...	38,6	...	...	57,6
Prostate	...	236,0	...	...	539,7	...	...	848,1	...
Testicules	...	9,8	...	...	24,0	...	...	44,5	...
Vessie (y compris <i>in situ</i> )	32,8	49,9	15,9	68,1	103,3	33,5	111,4	167,2	56,6
Rein et bassinnet du rein	18,8	22,8	14,9	39,9	48,2	31,8	63,9	76,6	51,4
Cerveau	6,6	7,7	5,5	11,9	13,7	10,3	18,7	21,1	16,4
Thyroïde	18,7	7,7	29,5	40,7	17,6	63,4	63,8	27,8	99,2
Lymphome hodgkinien	5,0	5,5	4,5	11,7	13,1	10,3	21,5	23,9	19,1
Lymphome non hodgkinien	28,8	31,0	26,6	59,1	62,9	55,3	92,1	96,2	88,1
Myélome multiple	7,9	8,6	7,2	14,2	15,2	13,2	18,4	19,6	17,1
Leucémie	18,0	21,5	14,6	35,8	42,2	29,5	55,0	63,9	46,3
Autre, inconnu	40,4	41,4	39,5	76,1	76,7	75,4	115,9	115,2	116,5

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Les taux de prévalence ont été déterminés au moyen d'une analyse fondée sur la tumeur.

Source : Registre canadien du cancer, Statistique Canada et registres provinciaux et territoriaux du cancer.

date ont été obtenues en faisant la moyenne des estimations de la population du milieu de l'année 2004 et de l'année 2005.

On a déterminé les tendances des taux de prévalence des divers groupes d'âge au moyen de la fonction variation annuelle moyenne en pourcentage (AAPC pour Average Annual Percent Change) du Joinpoint Regression Program (v 3.3) diffusé par le programme SEER du National Cancer Institute aux États-Unis<sup>18</sup>. Des tests de signification statistique ont été menés dans lesquels  $\alpha=0,05$ .

## Résultats

Chez les personnes en vie au Canada le 1<sup>er</sup> janvier 2005, environ 722 833 cas de tumeur primaire invasive (ou 2 248

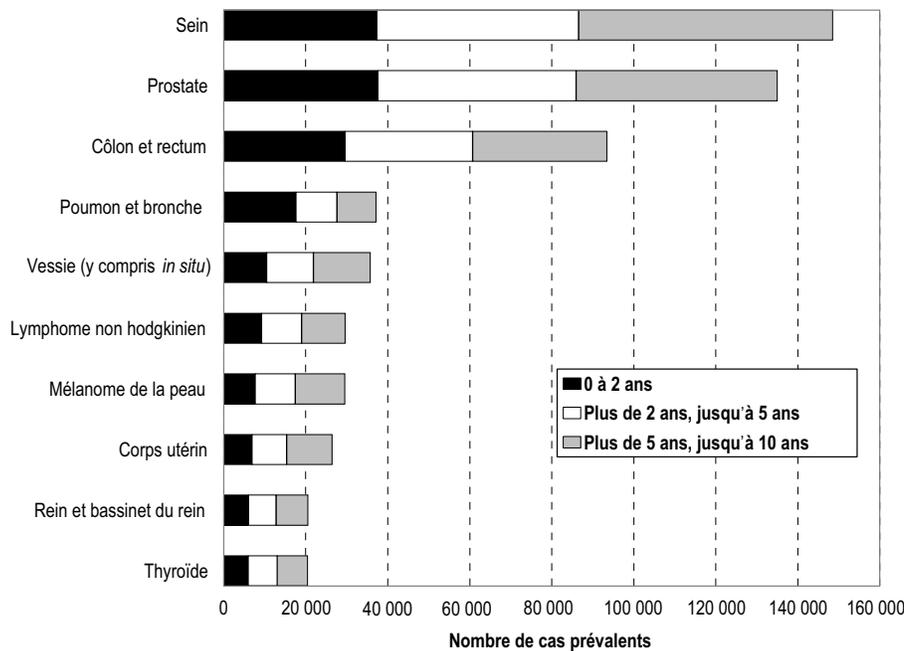
par 100 000 habitants) ont été diagnostiqués de 1995 à la fin de 2004 (tableaux 1 et 2). (Le tableau C en annexe présente les résultats normalisés selon l'âge.) Les chiffres de prévalence sur cinq ans et deux ans étaient 454 149 cas (ou 1 412 par 100 000 habitants) et 217 089 cas (ou 675 par 100 000 habitants), respectivement. Pour tous les cancers et les âges confondus, les cas prévalents étaient presque également répartis entre les sexes pour chaque période. Le pourcentage de cas chez les hommes allait de 48,9 % (période de dix ans) à 50,9 % (période de deux ans).

Le cancer du sein (20,5 %) et le cancer de la prostate (18,7 %) représentaient près de 40 % des cas prévalents de cancer sur dix ans (tableau 1, figure 1). Venait ensuite

le cancer du côlon et du rectum (12,9 %), suivi du cancer du poumon (5,1 %), du cancer de la vessie (5,0 %), du lymphome non hodgkinien (4,1 %) et du mélanome de la peau (4,1 %). La proportion relative du cancer du sein et du cancer de la prostate était plus petite pour les périodes de prévalence plus courtes, l'un et l'autre type de cancer représentant environ 17 % des cas prévalents sur la période de deux ans. Une tendance inverse s'observe dans le cas du cancer du poumon : la proportion relative de ce type de cancer augmente lorsque la période de prévalence est plus courte (6,1 % pour la période de cinq ans; 8,1 % pour la période de deux ans).

Chez les hommes, le cancer de la prostate représentait la plus grande part des cas prévalents sur dix ans

**Figure 1**  
**Nombre de cas prévalents des dix principaux cancers, selon la prévalence-durée, Canada, 1<sup>er</sup> janvier 2005**

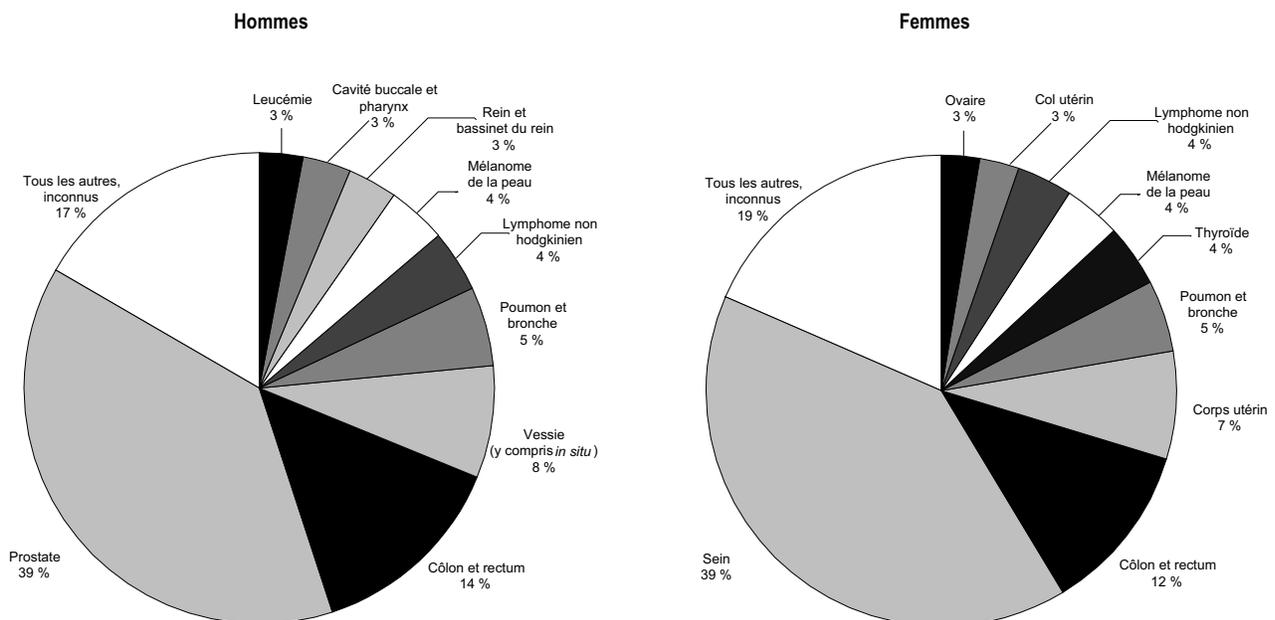


Source : Registre canadien du cancer, Statistique Canada et registres provinciaux et territoriaux du cancer.

(38,2 %), suivi du cancer du côlon et du rectum (14,0 %), du cancer de la vessie (7,5 %) et du cancer du poumon (5,4 %) (figure 2). Les cancers correspondants les plus prévalents chez les femmes étaient les cancers du sein (40,0 %), du côlon et du rectum (11,9 %), du col utérin (7,2 %) et du poumon (4,9 %).

L'augmentation du taux de prévalence du cancer avec l'âge est frappante. Toutefois, les deux sexes affichent des profils d'augmentation différents (figure 3). Chez les femmes, la prévalence sur cinq ans est supérieure à celle chez les hommes jusqu'à presque l'âge de 60 ans. Par la suite, principalement en raison d'une forte augmentation des cas de cancer de la prostate, les proportions s'inversent et la prévalence augmente beaucoup plus rapidement chez les hommes que chez les femmes. Les taux de prévalence (par 100 000 habitants) atteignent un sommet dans le groupe des 80 à 84 ans tant chez les hommes (9 170) que chez les femmes (5 179) et diminuent dans les groupes d'âge les plus avancés pour se situer à peu près au niveau atteint

**Figure 2**  
**Répartition des cas prévalents de cancer sur dix ans, selon le sexe et le type de cancer, 1<sup>er</sup> janvier 2005**



Source : Registre canadien du cancer, Statistique Canada et registres provinciaux et territoriaux du cancer.

**Tableau 3****Taux de prévalence (pour 100 000 habitants) sur cinq ans fondés sur l'âge pour tous types de cancer confondus, selon le sexe, Canada, 1<sup>er</sup> janvier 2005**

Cancer	Groupe d'âge						
	Tous les âges	29 à 39 ans	40 à 49 ans	50 à 59 ans	60 à 69 ans	70 à 79 ans	80 ans et plus
<b>Hommes</b>							
<b>Tous les cancers</b>	<b>1 433,7</b>	<b>183,8</b>	<b>486,0</b>	<b>1 656,30</b>	<b>4 898,2</b>	<b>8 287,8</b>	<b>8 945,3</b>
Cavité buccale et pharynx <sup>†</sup>	45,4	5,4	34,2	88,6	147,3	180,1	186,6
Œsophage <sup>†</sup>	8,3	0,3	2,6	11,4	32,6	47,1	42,5
Estomac <sup>†</sup>	19,2	1,1	7,7	23,6	60,5	113,9	137,9
Côlon et rectum <sup>†</sup>	205,6	8,3	55,5	236	679,3	1 268,00	1 589,90
Côlon à l'exclusion du rectum <sup>†</sup>	126	5,1	30,9	129,3	397	801,1	1 091,80
Rectum et rectosigmoïde <sup>†</sup>	79,5	3,2	24,6	106,7	282,2	467	498,2
Anus <sup>†</sup>	4,6	0,5	3,3	7,4	16	20	23,1
Foie <sup>†</sup>	7,4	0,7	3,7	13,8	25,5	33,7	24,6
Pancréas <sup>†</sup>	7,5	0,6	4,2	12,1	27,9	33,6	39,4
Larynx <sup>†</sup>	20,2	0,4	5,9	28,7	83,1	114,8	94,6
Poumon et bronche <sup>†</sup>	88,7	2	19,3	97,4	324,9	596,1	543,3
Tissus mous <sup>†</sup>	10,3	5	9,3	13,6	20,4	37	45,9
Mélanome de la peau <sup>†</sup>	56,3	17,5	47,7	94,4	145,4	225,8	269,3
Prostate <sup>†</sup>	539,7	0,3	31,6	500,1	2 222,20	3 727,00	3 512,40
Testicules <sup>†</sup>	24	48,3	38	15,2	8,3	4,3	6,7
Vessie (y compris <i>in situ</i> ) <sup>†</sup>	103,3	3,2	22,2	99,9	311,8	673	970,4
Rein et bassinnet du rein <sup>†</sup>	48,2	4,8	31	84,1	158,9	219,3	209,4
Cerveau	13,7	11,1	16,3	17,6	20,6	18,2	15
Thyroïde <sup>†</sup>	17,6	12,6	23,7	32,5	35,5	37,6	25,1
Lymphome hodgkinien <sup>‡</sup>	13,1	19,6	14,9	11,4	13,9	14,1	9,3
Lymphome non hodgkinien <sup>†</sup>	62,9	15,6	46,9	98,9	183,9	265	272,4
Myélome multiple <sup>†</sup>	15,2	0,7	6,4	21,8	51,2	81,3	103,9
Leucémie <sup>†</sup>	42,2	10,2	20,7	51,3	111,9	176,1	243,1
Autre, inconnu <sup>†</sup>	76,7	15,5	39,4	91,9	205,4	380,9	547,7
<b>Femmes</b>							
<b>Tous les cancers</b>	<b>1 391,6</b>	<b>293,8</b>	<b>1 067,8</b>	<b>2 229,0</b>	<b>3 643,7</b>	<b>4 742,7</b>	<b>4 934,9</b>
Cavité buccale et pharynx <sup>†</sup>	22,1	4,8	17,3	33,5	53,6	78,0	85,9
Estomac <sup>†</sup>	10,7	1,0	4,9	11,4	24,2	47,5	68,3
Côlon et rectum <sup>†</sup>	172,3	7,8	52,8	176,2	424,9	812,6	1 143,3
Côlon à l'exclusion du rectum <sup>†</sup>	122,8	5,2	32,8	114,9	290,0	592,4	873,4
Rectum et rectosigmoïde <sup>†</sup>	49,5	2,6	20,1	61,2	134,9	220,2	269,9
Anus <sup>†</sup>	6,2	0,3	5,4	11,1	15,5	20,1	26,7
Pancréas <sup>†</sup>	7,7	0,7	3,6	9,4	21,9	33,0	37,7
Poumon et bronche <sup>†</sup>	83,3	2,6	35,3	116,6	282,9	398,9	270,7
Tissus mous <sup>†</sup>	8,4	4,8	7,8	10,0	15,5	19,8	26,8
Mélanome de la peau <sup>†</sup>	52,4	29,3	61,7	86,0	96,5	127,8	140,7
Sein <sup>†</sup>	529,7	59,3	477,9	1 033,4	1 473,9	1 638,6	1 568,0
Col utérin	33,5	32,3	61,2	49,9	45,6	40,4	34,5
Corps utérin <sup>†</sup>	94,7	5,7	42,3	183,6	344,6	336,0	258,0
Ovaire <sup>†</sup>	38,6	10,5	36,7	77,2	105,3	109,3	72,8
Vessie (y compris <i>in situ</i> ) <sup>†</sup>	33,5	1,7	8,6	34,9	86,9	159,1	215,0
Rein et bassinnet du rein <sup>†</sup>	31,8	4,5	20,6	46,7	87,0	127,6	108,0
Cerveau	10,3	9,1	11,6	12,5	14,7	12,3	6,2
Thyroïde	63,4	64,2	105,6	103,8	93,3	68,0	39,7
Lymphome hodgkinien <sup>‡</sup>	10,3	18,4	8,7	8,2	7,4	10,9	7,2
Lymphome non hodgkinien <sup>†</sup>	55,3	12,4	35,4	76,3	152,4	211,2	206,4
Myélome multiple <sup>†</sup>	13,2	0,5	4,5	15,7	36,1	62,8	71,5
Leucémie <sup>†</sup>	29,5	7,4	15,8	29,0	58,4	105,5	136,5
Autre, inconnu <sup>†</sup>	75,4	16,0	47,4	91,2	174,2	279,1	373,1

† tendance à la hausse statistiquement significative des taux de prévalence sur l'ensemble des groupes d'âge

‡ tendance à la baisse statistiquement significative des taux de prévalence sur l'ensemble des groupes d'âge

Nota : Les taux de prévalence ont été déterminés au moyen d'une analyse fondée sur la tumeur.

Source : Registre canadien du cancer, Statistique Canada et registres provinciaux et territoriaux du cancer.

dans le groupe des 70 à 74 ans. Le profil est similaire dans le cas des taux de prévalence sur deux ans et sur dix ans (données non présentées).

Une augmentation statistiquement significative avec l'âge des taux de prévalence sur cinq ans selon le sexe s'observe pour tous les types de cancer

étudiés, sauf le cancer testiculaire chez les hommes, le cancer du col de l'utérus et de la thyroïde chez les femmes, et le lymphome hodgkinien ainsi que le

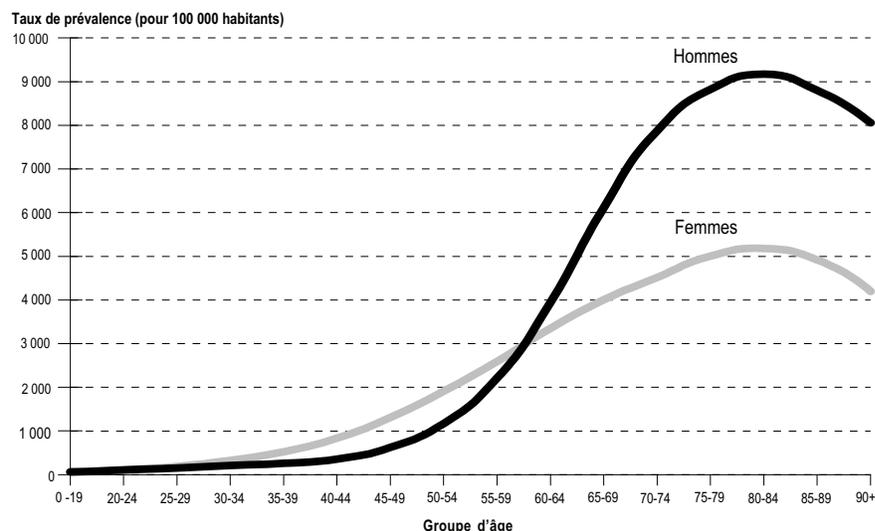
## Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- Étant donné les augmentations de l'incidence du cancer et les taux de survie à la hausse, le nombre de Canadiens atteints du cancer augmente, ce qui accroît la demande de services de soins liés au cancer.
- Les données sur la prévalence du cancer donnent une indication générale de la demande de soins de santé et de services sociaux liés au cancer dans une population et peuvent être utilisées pour planifier l'affectation future de ces ressources.
- Les estimations de la prévalence selon le temps écoulé depuis le diagnostic sont particulièrement pertinentes pour la planification des ressources; par exemple, les estimations de la prévalence sur cinq ans reflètent assez étroitement le nombre de cancers exigeant un traitement actif ou des soins de suivi attentifs.

## Ce qu'apporte l'étude

- Cette étude présente des estimations directes de la prévalence du cancer au Canada. Les estimations calculées directement sont plus précises que celles fondées sur une méthodologie indirecte.
- Pour la première fois, les chiffres nationaux sont fournis selon le groupe d'âge et le temps écoulé depuis le diagnostic.
- En plus des données sur les quatre principaux cancers, pour lesquels des estimations calculées indirectement ont déjà été fournies, cette analyse présente des données sur 22 autres cancers.

**Figure 3**  
Taux de prévalence sur cinq ans fondés sur l'âge pour tous types de cancer confondus, selon le sexe, Canada, 1<sup>er</sup> janvier 2005



Source : Registre canadien du cancer, Statistique Canada et registres provinciaux et territoriaux du cancer.

cancer du cerveau chez l'un et l'autre sexe (tableau 3). Des augmentations monotones s'observent dans tous les groupes d'âge pour certains cancers, tandis que pour d'autres, le taux de prévalence augmente avec l'âge puis diminue dans le groupe d'âge le plus avancé. Pour plusieurs cancers affichant ce dernier profil, le taux était d'au moins 15 % inférieur chez les personnes de 80 ans et plus, comparativement à celles de 70 à 79 ans. C'était le cas du cancer de la thyroïde, du foie et du larynx chez les hommes, et du cancer des ovaires, du poumon, du corps utérin, du rein et du bassinot du rein chez les femmes. Dans le cas du cancer testiculaire et du lymphome hodgkinien chez les deux sexes, les taux de prévalence sur cinq ans étaient les plus élevés chez les jeunes adultes (de 20 à 39 ans) et la diminution avec l'âge était statistiquement significative. Dans le cas du cancer du col utérin et du cancer de la thyroïde chez les femmes, le taux de prévalence était le plus élevé dans le groupe des 40 à 49 ans, puis diminuait de façon monotone aux âges plus avancés.

Malgré la forte variation du nombre de cancers prévalents selon le groupe

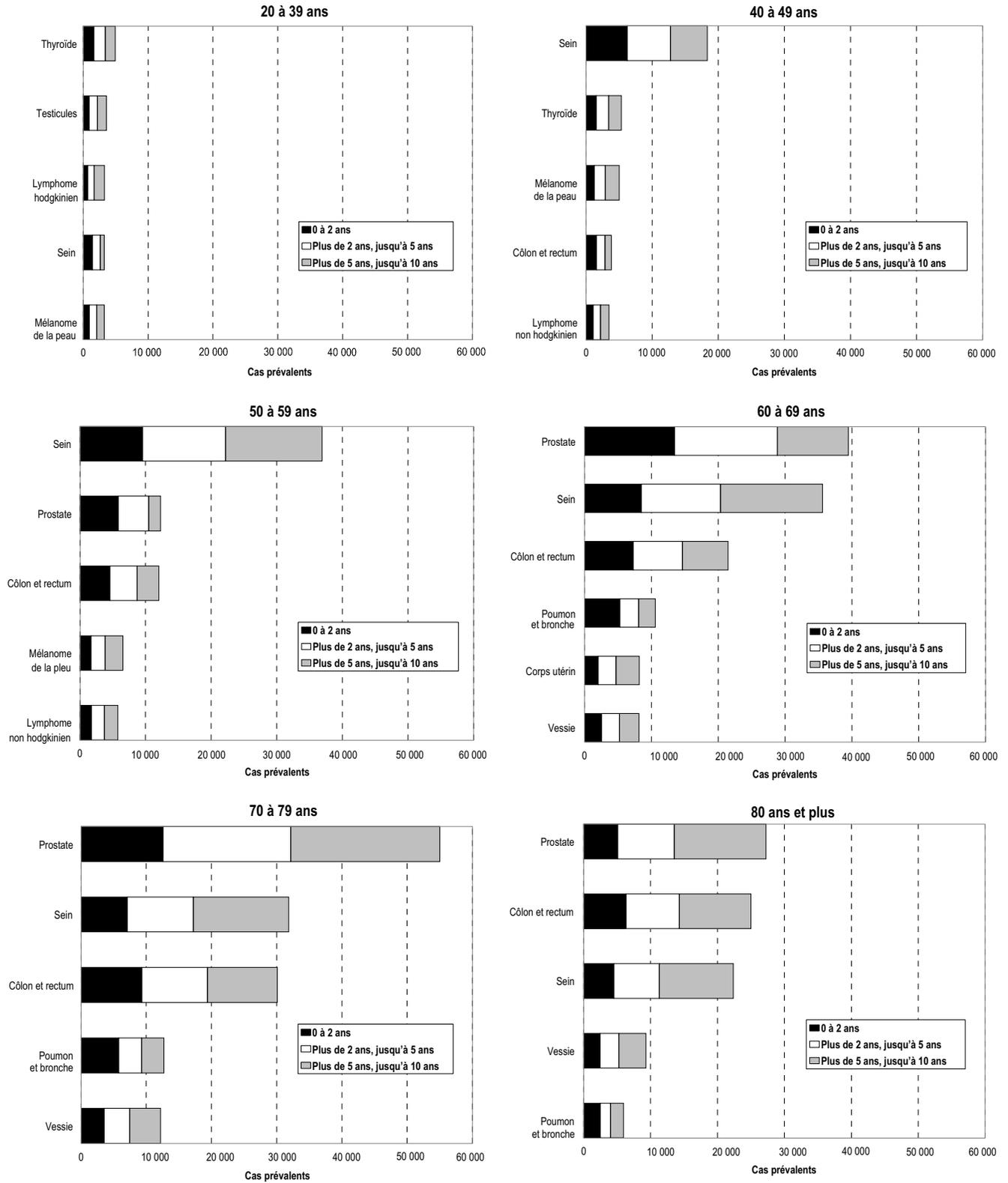
d'âge, des similarités se dégagent en ce qui a trait aux types de cancer les plus fréquents. Dans les trois groupes d'âge les plus avancés, les types de cancer les plus fréquents pour ce qui est de la prévalence sur dix ans (prostate, sein, côlon et rectum, poumon et vessie) sont les mêmes et leur classement relatif est assez semblable (figure 4). Les cancers du sein, de la prostate et du côlon et du rectum étaient les cancers les plus prévalents chez les personnes de 50 à 59 ans; dans ce groupe d'âge, toutefois, le nombre de cas du cancer du sein était le triple de celui de l'un ou l'autre des deux autres types de cancer. De même, le cancer du sein dominait dans le groupe des 40 à 49 ans, devant le cancer de la thyroïde et le mélanome de la peau. Dans le groupe des 20 à 39 ans, le cancer de la thyroïde était le plus prévalent, suivi du cancer testiculaire, du lymphome hodgkinien, du cancer du sein et du mélanome de la peau.

## Discussion

La présente étude fournit des estimations de la prévalence sur deux, cinq et dix ans de nombreux types de cancer au

**Figure 4**

**Nombre de cas prévalents des principaux cancers, selon le groupe d'âge et la prévalence-durée, Canada, 1<sup>er</sup> janvier 2005**



Source : Registre canadien du cancer, Statistique Canada et registres provinciaux et territoriaux du cancer.

Canada selon le sexe. De 1995 à 2004, près de 723 000 cancers primaires ont été diagnostiqués au Canada chez environ 695 000 personnes qui ont survécu au moins jusqu'à la fin de 2004. Les cancers du sein, de la prostate et du côlon et du rectum étaient les cancers les plus prévalents, représentant un peu plus de la moitié de tous les cas de cancer sur dix ans. Les taux de prévalence selon le sexe pour tous les types de cancer confondus augmentent fortement avec l'âge, atteignant un sommet dans le groupe des 80 à 84 ans; les taux sont plus élevés chez les femmes que chez les hommes avant 60 ans, et plus élevés chez les hommes par la suite.

Pour la première fois, les chiffres nationaux sont présentés selon le groupe d'âge et selon la prévalence-durée. Le temps écoulé depuis le diagnostic fournit un indicateur utile du besoin de traitement ou de l'utilisation de services de suivi. Par exemple, un peu plus de 217 000 cancers avaient été diagnostiqués en 2003-2004 chez des personnes qui étaient encore en vie le 1<sup>er</sup> janvier 2005 et, par conséquent, probablement rendues à une étape d'évolution de la maladie où elles subissaient le traitement principal ou se remettaient de ses effets. Au cours des deux à cinq ans écoulés depuis le diagnostic, période exigeant un suivi clinique étroit pour détecter une éventuelle récurrence, le chiffre correspondant est d'un peu plus de 237 000. Selon le groupe d'âge, les principaux cancers étaient le cancer de la thyroïde (chez les 20 à 39 ans), du sein (chez les 40 à 49 ans et les 50 à 59 ans) et de la prostate (chez les 60 à 69 ans, les 70 à 79 ans et les 80 ans et plus).

Les cancers du sein et de la prostate étaient les cancers les plus prévalents au Canada, en raison de leur incidence relativement élevée<sup>4</sup> mais aussi des taux de survie élevés<sup>5,7</sup>. Malgré l'incidence plus élevée du cancer du poumon durant la période étudiée<sup>4</sup>, le nombre de cas prévalents de cancer du côlon et du rectum (sur dix ans) était de plus de 2,5 fois plus élevé,

conformément au sombre pronostic lié au cancer du poumon<sup>5,7</sup>.

Les différences entre les sexes en ce qui concerne les taux de prévalence pour tous les types de cancer confondus, avant et après l'âge de 60 ans, sont attribuables également aux différences en matière d'incidence et de survie. Entre 25 et 54 ans, les taux d'incidence sont considérablement plus élevés chez les femmes que chez les hommes, dans une large mesure à cause du cancer du sein. Après 60 ans, en raison d'une forte augmentation des taux de cancer de la prostate, les taux d'incidence globaux sont plus élevés chez les hommes<sup>4</sup>. En outre, chez les personnes de moins de 65 ans, le taux global de survie au cancer est plus élevé chez les femmes que chez les hommes<sup>5</sup>.

Après correction selon l'âge en fonction de la population type européenne, les estimations canadiennes actuelles du taux de prévalence sur cinq ans pour tous types de cancer confondus étaient d'environ 9 % plus élevées pour les deux sexes que celles déclarées récemment pour la France pour 2002. Les estimations françaises étaient calculées indirectement et fondées sur les données de registres du cancer portant sur 15 % du pays<sup>19</sup>. Les estimations fondées sur le modèle des taux de prévalence bruts sur cinq ans en 2005 ont également été déclarées récemment pour les Italiens de moins de 85 ans<sup>3</sup>. De nouveau, les estimations globales pour le Canada étaient plus élevées, soit d'environ 11 % chez les hommes et de 4 % chez les femmes. Comparativement aux estimations italiennes et françaises, les taux de prévalence au Canada étaient plus élevés pour le cancer de la prostate et pour le cancer du poumon chez la femme, mais moins élevés pour le cancer du sein et pour le cancer du poumon chez l'homme. Dans le cas du cancer du côlon et du rectum, les estimations canadiennes étaient plus élevées que celles pour la France mais inférieures à celles pour l'Italie. On n'a pu faire des comparaisons des estimations pour le Canada et de celles pour les États-Unis parce que les taux de prévalence aux

États-Unis ne sont pas déclarés pour des périodes de moins de 15 ans<sup>15</sup>.

### Limites

Sauf pour les cas diagnostiqués dans la province de Québec, les estimations de la prévalence ont été calculées directement à partir des renseignements individuels sur le statut vital, ce qui a donné des résultats plus précis que si elles avaient été déterminées indirectement. La mesure dans laquelle les estimations indirectes de la prévalence pour le Québec reflètent la prévalence directe dépend du degré de similarité de la survie au cancer au Québec et dans le reste du Canada, qui peut varier. Le Québec représente environ le quart des nouveaux cas de cancer au Canada.

Si l'enregistrement des nouveaux cas est incomplet, la prévalence du cancer sera sous-estimée. Au Canada, on considère généralement que l'enregistrement des cas par les registres provinciaux et territoriaux du cancer est assez complet<sup>20</sup>. Au Québec, cependant, étant donné la dépendance du registre à l'égard des données hospitalières, on estime que le nombre de cas de cancer de la prostate, de mélanome et de cancer de la vessie, confirmés par un examen microscopique, est sous-déclaré de 32 %, 35 % et 14 %, respectivement<sup>21</sup>. En Ontario, la prévalence du cancer de la vessie a été sous-estimée parce que les données sur les cas de cancer *in situ* de la vessie ne sont pas recueillies.

Les personnes dont le cancer a été documenté dans le RCC mais qui ont déménagé à l'étranger et qui sont décédées avant la date indice ont peut-être été considérées par erreur comme des cas prévalents. Toutefois, elles représentent probablement une proportion infime du nombre total de cas prévalents, et leur nombre a peut-être été plus ou moins contrebalancé par l'immigration au pays de personnes atteintes d'un cancer.

La présente étude ne tient pas compte de la possibilité que certaines personnes comptées comme cas prévalents de

cancer aient été guéries. Pour estimer le nombre de cas prévalents qui n'ont pas été guéris, des approches statistiques ont été adoptées pour modéliser la « prévalence de la guérison »<sup>22,23</sup>; cependant, pareilles analyses étaient hors de la portée de la présente étude. Néanmoins, même chez les personnes qui ont été guéries, le traitement du cancer peut avoir des séquelles physiques et psychologiques à long terme ou permanentes.

### Conclusion

Les estimations de la prévalence du cancer au Canada dans la présente étude sont les plus précises et pertinentes présentées jusqu'ici. La ventilation des estimations de la prévalence pour une longue liste de cancers selon le temps écoulé depuis le diagnostic, l'âge et le sexe fournit des renseignements beaucoup plus détaillés sur les besoins de soins liés au cancer de certaines sous-populations que ceux dont on disposait auparavant. À titre de suivi,

il serait utile d'entreprendre un examen des tendances temporelles en matière de prévalence et de faire des projections à court et à long terme à cet égard. ■

### Remerciements

Statistique Canada est responsable de la tenue à jour du Registre canadien du cancer. Ce dernier regroupe les données que lui fournissent les registres provinciaux et territoriaux du cancer dont l'étroite collaboration est vivement appréciée.

## Références

1. R. Capocaccia, M. Colonna, I. Corazziari *et al.*, « Measuring cancer prevalence in Europe: the EUROPREVAL project », *Annals of Oncology*, 13, 2002, p. 831-839.
2. A. Micheli, E. Mugno, V. Krogh *et al.*, « Cancer prevalence in European registry areas », *Annals of Oncology*, 13, 2002, p. 840-865.
3. R. De Angelis, E. Grande, R. Inghelmann *et al.*, « Cancer prevalence estimates in Italy from 1970 to 2010 », *Tumori*, 93, 2007, p. 392-397.
4. Statistique Canada, *Incidence du cancer au Canada* (n° 82-231-XIF-2008001 au catalogue) Ottawa, Ministère de l'industrie, 2008, disponible à l'adresse <http://www.statcan.gc.ca/pub/82-231-x/82-231-x2008001-fra.htm>.
5. Statistique Canada, *Statistiques sur la survie au cancer* (n° 82-226-XIF-2008001 au catalogue), Ottawa, Ministère de l'industrie, 2008, disponible à l'adresse <http://www.statcan.gc.ca/pub/82-226-x/82-226-x2008001-fra.htm>.
6. L.F. Ellison et L. Gibbons, « Les principaux cancers : évolution de la survie relative à cinq ans », *Rapports sur la santé*, 15(2), 2004, p. 19-33 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
7. L.F. Ellison et L. Gibbons, « Survie au cancer — prévisions mises à jour d'après l'analyse par période », *Rapports sur la santé*, 17(2), 2006, p. 21-34 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
8. L.F. Ellison, L. Pogany et L.S. Mery, « Childhood and adolescent cancer survival: A period analysis of data from the Canadian Cancer Registry », *European Journal of Cancer*, 43, 2007, p. 1967-1975.
9. Institut national du cancer du Canada, *Statistiques canadiennes sur le cancer*, 2003, Toronto, Canada, 2003.
10. Société canadienne du cancer et Institut national du cancer du Canada, *Statistiques canadiennes sur le cancer*, 2008, Toronto, Canada, 2008.
11. Statistique Canada (Division de la statistique de la santé), *Registre canadien du cancer*, Ottawa, disponible à l'adresse [http://www.statcan.gc.ca/cgi-bin/imdb/p2SV\\_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=3207&lang=en&db=imdb&adm=8&dis=2](http://www.statcan.gc.ca/cgi-bin/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=3207&lang=en&db=imdb&adm=8&dis=2) (document consulté en janvier 2009).
12. Statistique Canada, *Compendium des estimations démographiques 2007* (n° 91-213-SCB au catalogue), Ottawa, Ministère de l'industrie, 2008.
13. D.M. Parkin, V.W. Chen, J. Ferlay *et al.*, éd., *Comparability and Quality Control in Cancer Registration*, IARC Technical Report No. 19, Lyon, France, Centre international de recherche sur le cancer (CIRC) (en anglais, International Agency for Research on Cancer = IARC), 1994.
14. A. Fritz, C. Percy, A. Jack *et al.*, éd., *Classification internationale des maladies pour l'oncologie, troisième édition*, Genève, Organisation mondiale de la Santé, 2000.
15. L.A.G. Ries, D. Melbert, M. Krapcho *et al.*, éd., *SEER Cancer Statistics Review, 1975-2005*, Bethesda, Maryland, National Cancer Institute, 2008, disponible à l'adresse [http://seer.cancer.gov/csr/1975\\_2005/](http://seer.cancer.gov/csr/1975_2005/).
16. A.R. Feldman, L. Kessler, M.H. Myers *et al.*, « The prevalence of cancer. Estimates based upon the Connecticut tumor registry », *The New England Journal of Medicine*, 315, 1986, p. 1394-1397.
17. M.H. Gail, L. Kessler, D. Midthune *et al.*, « Two approaches for estimating disease prevalence from population-based registries of incidence and mortality », *Biometrics*, 55, 1999, p. 1137-1144.
18. National Cancer Institute (Statistical Research and Applications Branch), *Joinpoint Regression Program, Version 3.3 – April 2008*, Bethesda, Maryland, 2008.

19. M. Colonna, A. Danzon, P. Delafosse *et al.*, « Cancer prevalence in France: Time trend, situation in 2002 and extrapolation to 2012 », *European Journal of Cancer*, 44, 2008, p. 115-122.
20. H.L. Howe, A. Lake, R. Firth *et al.*, éd., *Cancer in North America, 2001-2005, Volume Two: Registry-specific Cancer Incidence in the United States and Canada*, Springfield, Illinois, North American Association of Central Cancer Registries Inc., 2008.
21. J. Brisson, D. Major et E. Pelletier, « Évaluation de l'exhaustivité du fichier des tumeurs du Québec », Québec, Institut national de la santé publique du Québec, 2003.
22. R. Capocaccia et R. De Angelis, « Estimating the completeness of prevalence based on cancer registries data », *Statistics in Medicine*, 16, 1997, p. 425-440.
23. A.J. Coldman, M.L. McBride et T. Braun, « Calculating the prevalence of cancer », *Statistics in Medicine*, 11, 1992, p. 1579-1589.
24. M.P. Curado, B. Edwards, H.R. Shin *et al.*, éd., *Cancer Incidence in Five Continents, Vol. IX*, IARC Scientific Publication No. 160, Lyon, France, Centre international de recherche sur le cancer (CIRC) (en anglais, International Agency for Research on Cancer = IARC), 2007.
25. M. Segi, *Cancer mortality for selected sites in 24 countries (1950-1957)*, Sendai, Department of Public Health, Tohoku University of Medicine, 1960.

## Annexe

Parfois l'unité de mesure d'intérêt est le nombre de personnes chez lesquelles on a diagnostiqué un cancer dans le passé plutôt que le nombre de cancers. Pour ce qui est des personnes, 695 049 avaient reçu un diagnostic d'une ou de plusieurs tumeurs primaires invasives au cours des dix dernières années et étaient en vie le 1<sup>er</sup> janvier 2005 (tableau B en annexe). Parmi ces personnes, 441 155 (63 %) avaient reçu un diagnostic au cours des cinq années précédentes et 212 606 (31 %), au cours des deux années précédentes (tableau A en annexe). Ces chiffres correspondent à 2,2 % de la population estimée le 1<sup>er</sup> janvier 2005, ou environ 1 personne sur 46 (période de dix ans), 1,4 %, ou 1 personne sur 73 (période de cinq ans) et 0,7 % ou 1 personne sur 151 (période de deux ans) (tableau B en annexe). Par ailleurs, 1 femme sur 111 en vie le 1<sup>er</sup> janvier 2005 avait reçu un diagnostic de cancer du sein au cours des dix années précédentes et, dans le cas du cancer de la prostate, 1 homme sur 118.

Pour tous types de cancer confondus, la prévalence fondée sur la personne a été définie comme étant le nombre de personnes chez lesquelles on a posé un diagnostic de tumeur primaire invasive (ou de cancer *in situ* de la

vessie) au cours d'une période de référence donnée et qui étaient en vie le 1<sup>er</sup> janvier 2005. Par exemple, la prévalence fondée sur la personne sur cinq ans pour tous types de cancer confondus s'entend du nombre de personnes en vie au début de 2005 qui avaient reçu un diagnostic de cancer au cours de la période allant de 2000 à 2004.

La prévalence fondée sur la personne d'un type particulier de cancer a été définie comme étant le nombre de personnes chez lesquelles un type particulier de cancer a été diagnostiqué au cours d'une période donnée et qui étaient en vie le 1<sup>er</sup> janvier 2005. Lorsque tous les types de cancer ont été confondus aux fins de déclaration (par exemple, cancer de la bouche, cancer du côlon et du rectum, leucémie et autre et inconnu), on a procédé au regroupement avant d'établir les chiffres sur la prévalence.

L'exemple ci-dessous montre comment on a dénombré les cancers chez les personnes chez lesquelles on a diagnostiqué plus d'une tumeur primaire. Dans le cas d'une personne ayant reçu un diagnostic de cancer primaire invasif du sein en 2001 et de nouveau en 2004, ainsi que d'un cancer primaire invasif du poumon

en 2003, le cas de cancer du sein diagnostiqué en 2001 et le cas de cancer du poumon sont compris dans les estimations respectives de la prévalence de ces types particuliers de cancer sur cinq ans et sur dix ans. Dans le calcul des estimations de la prévalence sur deux ans (fondées sur les cas diagnostiqués du 1<sup>er</sup> janvier 2003 au 31 décembre 2004), le cas de cancer du poumon et le cas de cancer du sein diagnostiqué en 2004 sont compris dans les estimations respectives de la prévalence de ces types de cancer. Il y a d'autres façons d'établir les estimations de la prévalence fondée sur la personne dans le cas des tumeurs primaires multiples selon la question d'intérêt sous-jacente; le lecteur est invité à en tenir compte au moment de comparer des estimations de la prévalence fondée sur la personne provenant de différentes sources. On remarquera que la somme des estimations de la prévalence des divers types de cancer, tels que définis ci-dessus, ne correspond pas à l'estimation fournie pour tous les types de cancer confondus.

**Tableau A****Nombre de personnes atteintes de cancer, selon la prévalence-durée, le type de cancer et le sexe, Canada, 1<sup>er</sup> janvier 2005**

Cancer	Prévalence-durée								
	Deux ans			Cinq ans			Dix ans		
	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes
<b>Tous les cancers</b>	<b>212 606</b>	<b>108 099</b>	<b>104 507</b>	<b>441 155</b>	<b>221 180</b>	<b>219 975</b>	<b>695 049</b>	<b>338 912</b>	<b>356 137</b>
Cavité buccale et pharynx	5 145	3 496	1 649	10 715	7 170	3 545	17 199	11 531	5 668
Œsophage	1 215	900	315	1 767	1 319	448	2 264	1 642	622
Estomac	2 888	1 909	979	4 788	3 054	1 734	6 872	4 227	2 645
Côlon et rectum	29 173	15 816	13 357	59 766	32 184	27 582	91 934	48 725	43 209
Côlon à l'exclusion du rectum	19 269	9 748	9 521	39 592	19 861	19 731	61 450	30 446	31 004
Rectum et rectosigmoïde	10 110	6 205	3 905	20 670	12 647	8 023	31 322	18 793	12 529
Anus	863	380	483	1 740	733	1 007	2 669	1 107	1 562
Foie	942	712	230	1 553	1 178	375	1 967	1 473	494
Pancréas	1 824	883	941	2 443	1 197	1 246	3 036	1 464	1 572
Larynx	1 861	1 521	340	3 908	3 215	693	6 700	5 478	1 222
Poumon et bronche	17 530	9 145	8 385	27 480	14 050	13 430	36 875	18 915	17 960
Tissus mous	1 440	792	648	2 997	1 642	1 355	4 886	2 620	2 266
Mélanome de la peau	7 692	4 059	3 633	17 378	8 911	8 467	29 401	14 590	14 811
Sein	37 069	304	36 765	85 734	595	85 139	146 635	943	145 692
Col utérin	2 344	...	2 344	5 428	...	5 428	9 989	...	9 989
Corps utérin	6 888	...	6 888	15 366	...	15 366	26 458	...	26 458
Ovaire	3 279	...	3 279	6 260	...	6 260	9 350	...	9 350
Prostate	37 582	37 582	...	85 953	85 953	...	135 061	135 061	...
Testicules	1 557	1 557	...	3 814	3 814	...	7 068	7 068	...
Vessie (y compris <i>in situ</i> )	10 526	7 944	2 582	21 870	16 438	5 432	35 772	26 604	9 168
Rein et bassinnet du rein	6 032	3 616	2 416	12 798	7 642	5 156	20 485	12 155	8 330
Cerveau	2 120	1 228	892	3 840	2 174	1 666	6 012	3 353	2 659
Thyroïde	5 958	1 213	4 745	12 976	2 780	10 196	20 361	4 398	15 963
Lymphome hodgkinien	1 618	883	735	3 751	2 079	1 672	6 906	3 806	3 100
Lymphome non hodgkinien	9 253	4 930	4 323	18 991	10 015	8 976	29 617	15 315	14 302
Myélome multiple	2 537	1 362	1 175	4 564	2 428	2 136	5 902	3 126	2 776
Leucémie	5 794	3 426	2 368	11 511	6 720	4 791	17 684	10 170	7 514
Autre, inconnu	12 963	6 568	6 395	24 360	12 153	12 207	37 124	18 281	18 843

... n'ayant pas lieu de figurer

Source : Registre canadien du cancer, Statistique Canada et registres provinciaux et territoriaux du cancer.

**La prévalence du cancer dans la population canadienne • Travaux de recherche****Tableau B****Taux de prévalence (pour 100 000 habitants), selon la prévalence-durée, le type de cancer et le sexe, Canada, 1<sup>er</sup> janvier 2005**

Cancer	Prévalence-durée								
	Deux ans			Cinq ans			Dix ans		
	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes
<b>Tous les cancers</b>	<b>661,2</b>	<b>678,8</b>	<b>644,0</b>	<b>1 372,0</b>	<b>1 388,9</b>	<b>1 355,5</b>	<b>2 161,6</b>	<b>2 128,1</b>	<b>2 194,5</b>
Cavité buccale et pharynx	16,0	22,0	10,2	33,3	45,0	21,8	53,5	72,4	34,9
Œsophage	3,8	5,7	1,9	5,5	8,3	2,8	7,0	10,3	3,8
Estomac	9,0	12,0	6,0	14,9	19,2	10,7	21,4	26,5	16,3
Côlon et rectum	90,7	99,3	82,3	185,9	202,1	170,0	285,9	306,0	266,3
Côlon à l'exclusion du rectum	59,9	61,2	58,7	123,1	124,7	121,6	191,1	191,2	191,0
Rectum et rectosigmoïde	31,4	39,0	24,1	64,3	79,4	49,4	97,4	118,0	77,2
Anus	2,7	2,4	3,0	5,4	4,6	6,2	8,3	7,0	9,6
Foie	2,9	4,5	1,4	4,8	7,4	2,3	6,1	9,2	3,0
Pancréas	5,7	5,5	5,8	7,6	7,5	7,7	9,4	9,2	9,7
Larynx	5,8	9,6	2,1	12,2	20,2	4,3	20,8	34,4	7,5
Poumon et bronche	54,5	57,4	51,7	85,5	88,2	82,8	114,7	118,8	110,7
Tissus mous	4,5	5,0	4,0	9,3	10,3	8,3	15,2	16,5	14,0
Mélanome de la peau	23,9	25,5	22,4	54,0	56,0	52,2	91,4	91,6	91,3
Sein	115,3	1,9	226,5	266,6	3,7	524,6	456,0	5,9	897,8
Col utérin	...	...	14,4	...	...	33,4	...	...	61,6
Corps utérin	...	...	42,4	...	...	94,7	...	...	163,0
Ovaire	...	...	20,2	...	...	38,6	...	...	57,6
Prostate	...	236,0	...	...	539,7	...	...	848,1	...
Testicules	...	9,8	...	...	23,9	...	...	44,4	...
Vessie (y compris <i>in situ</i> )	32,7	49,9	15,9	68,0	103,2	33,5	111,3	167,1	56,5
Rein et bassinnet du rein	18,8	22,7	14,9	39,8	48,0	31,8	63,7	76,3	51,3
Cerveau	6,6	7,7	5,5	11,9	13,7	10,3	18,7	21,1	16,4
Thyroïde	18,5	7,6	29,2	40,4	17,5	62,8	63,3	27,6	98,4
Lymphome hodgkinien	5,0	5,5	4,5	11,7	13,1	10,3	21,5	23,9	19,1
Lymphome non hodgkinien	28,8	31,0	26,6	59,1	62,9	55,3	92,1	96,2	88,1
Myélome multiple	7,9	8,6	7,2	14,2	15,2	13,2	18,4	19,6	17,1
Leucémie	18,0	21,5	14,6	35,8	42,2	29,5	55,0	63,9	46,3
Autre, inconnu	40,3	41,2	39,4	75,8	76,3	75,2	115,5	114,8	116,1

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Les taux de prévalence ont été déterminés au moyen d'une analyse fondée sur la personne.

Source : Registre canadien du cancer, Statistique Canada et registres provinciaux et territoriaux du cancer.

**Tableau C****Taux de prévalence normalisés selon l'âge\* (pour 100 000 habitants), selon la prévalence-durée, le type de cancer et le sexe, Canada, 1<sup>er</sup> janvier 2005**

Cancer	Prévalence-durée								
	Deux ans			Cinq ans			Dix ans		
	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes
<b>Tous les cancers</b>	<b>434,3</b>	<b>467,8</b>	<b>411,6</b>	<b>899,7</b>	<b>955,2</b>	<b>868,0</b>	<b>1 402,1</b>	<b>1 448,9</b>	<b>1 393,4</b>
Cavité buccale et pharynx	10,7	15,4	6,4	22,0	31,3	13,5	34,7	49,6	21,3
Œsophage	2,3	3,8	1,0	3,4	5,5	1,5	4,3	6,8	2,0
Estomac	5,3	7,7	3,2	8,7	12,3	5,6	12,3	16,8	8,4
Côlon et rectum	53,5	64,7	43,5	107,8	130,2	88,5	161,5	193,7	134,3
Côlon à l'exclusion du rectum	34,4	39,1	30,2	69,3	78,5	61,5	104,4	118,1	93,1
Rectum et rectosigmoïde	19,1	25,6	13,3	38,5	51,7	27,0	57,0	75,6	41,1
Anus	1,7	1,6	1,8	3,4	3,1	3,7	5,1	4,6	5,6
Foie	2,0	3,1	0,9	3,4	5,3	1,6	4,3	6,8	2,1
Pancréas	3,5	3,8	3,3	4,7	5,1	4,4	5,8	6,2	5,5
Larynx	3,7	6,5	1,3	7,7	13,5	2,5	12,9	22,5	4,4
Poumon et bronche	33,9	37,5	31,2	52,7	57,2	49,6	69,9	76,3	65,6
Tissus mous	3,4	3,8	3,0	7,0	7,9	6,3	11,3	12,5	10,3
Mélanome de la peau	16,2	17,6	15,2	36,5	38,5	35,2	61,3	62,9	60,9
Sein	75,6	1,2	144,9	173,3	2,4	331,9	291,4	3,7	555,9
Col utérin	...	...	10,7	...	...	24,6	...	...	44,2
Corps utérin	...	...	27,2	...	...	59,5	...	...	98,9
Ovaire	...	...	13,6	...	...	26,0	...	...	38,6
Prostate	...	156,4	...	...	348,9	...	...	525,8	...
Testicules	...	8,8	...	...	20,9	...	...	37,2	...
Vessie (y compris <i>in situ</i> )	18,6	30,9	8,4	38,4	63,5	17,4	61,7	101,6	28,9
Rein et bassinnet du rein	12,5	15,8	9,5	26,3	33,2	20,2	41,6	52,3	32,1
Cerveau	5,8	6,7	4,9	10,9	12,3	9,5	17,1	19,1	15,2
Thyroïde	14,4	5,8	23,0	31,0	13,2	48,7	47,9	20,7	74,8
Lymphome hodgkinien	4,6	5,1	4,2	10,5	11,6	9,5	18,9	20,6	17,2
Lymphome non hodgkinien	18,9	21,7	16,3	39,0	44,2	34,1	60,4	67,5	53,9
Myélome multiple	4,7	5,5	3,9	8,4	9,9	7,1	10,9	12,8	9,2
Leucémie	13,1	16,4	10,2	26,4	32,5	20,9	41,0	49,6	33,3
Autre, inconnu	25,7	28,2	23,8	48,9	52,8	46,0	74,4	79,4	70,7

\* normalisés selon l'âge en fonction de la population mondiale type<sup>24,25</sup>

... n'ayant pas lieu de figurer

**Nota :** L'analyse a été fondée sur les données sur la tumeur.**Source :** Registre canadien du cancer, Statistique Canada et registres provinciaux et territoriaux du cancer.

# Revenu et détresse psychologique : le rôle de l'environnement social

par Heather Orpana, Louise Lemyre et Ronald Gravel

## Résumé

### Contexte

Les auteurs examinent, sur une période de 12 ans, la relation entre le faible revenu et le risque d'éprouver une grande détresse psychologique.

### Données et méthodes

L'analyse porte sur les données recueillies au cours des douze premières années (de 1994-1995 à 2006-2007) de l'Enquête nationale sur la santé de la population, qui est une enquête longitudinale. Des modèles à risques proportionnels ont été utilisés pour déterminer si un revenu du ménage faible est associé à un accroissement du risque de ressentir une grande détresse, après correction pour tenir compte de l'effet des caractéristiques sociodémographiques et de l'état de santé de référence. On a aussi utilisé ces modèles pour examiner la relation entre la déclaration d'un facteur de stress et la manifestation subséquente d'un épisode de détresse.

### Résultats

Au total, 11 % des personnes composant l'échantillon initial ont vécu au moins un épisode de grande détresse au cours des douze années étudiées. Celles dont le revenu était faible couraient un risque significativement plus élevé d'éprouver de la détresse psychologique, et un grand nombre de facteurs de stress étaient associés à un risque de détresse significativement plus élevé. Les facteurs de stress rendaient compte de 22 % du lien entre le faible revenu et la détresse chez les hommes, et de plus du tiers de ce lien chez les femmes.

### Interprétation

Le faible revenu constitue un important facteur de risque de détresse psychologique et une part de l'accroissement du risque est attribuable aux facteurs de stress.

### Mots-clés

Détresse psychologique, situation socioéconomique, revenu, facteurs de stress, stress, études longitudinales.

### Auteurs

Heather Orpana (1-613-951-1650; Heather.Orpana@statcan.gc.ca) fait partie de la Division de l'information et de la recherche sur la santé et Ronald Gravel (1-613-951-2295; Ronald.Gravel@statcan.gc.ca), de la Division de la statistique de la santé, à Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6; Louise Lemyre est au service de l'Université d'Ottawa.

La moins bonne santé physique des personnes à faible revenu a fait l'objet de nombreuses études, et on observe également des différences marquées en ce qui concerne leur santé mentale<sup>1,2</sup>. Cependant, ces études sont en grande partie transversales, de sorte qu'il est difficile de savoir si la situation de faible revenu précède les problèmes de santé mentale ou vice-versa. En outre, rares sont celles qui examinent cette relation dans le contexte canadien.

La présente analyse, qui porte sur une période de 12 ans, vise d'abord à déterminer si les personnes faisant partie des groupes à faible revenu sont plus susceptibles de connaître une grande détresse psychologique que celles dont le revenu est plus élevé. Un autre objectif de l'analyse consiste à établir si la relation entre le faible revenu et un degré élevé de détresse psychologique est expliquée en partie par la présence plus marquée de facteurs de stress. La détresse psychologique est un état psychologique non spécifique caractérisé par des sentiments traduisant une humeur dépressive ou anxieuse, tels que de la tristesse ou de la nervosité<sup>3</sup>. Un degré de détresse élevé peut être le signe de troubles plus graves, comme la dépression clinique<sup>4</sup>.

L'association entre le revenu et la santé mentale peut avoir deux directions : un mauvais état de santé

mentale peut conduire à un revenu moins élevé, ou un revenu moins élevé peut entraîner un mauvais état de santé mentale<sup>5</sup>. La première hypothèse correspond à un processus de sélection lié à l'état de santé, suivant lequel la personne atteinte de problèmes de santé mentale est vraisemblablement moins à même de faire des études ou d'exercer une profession offrant une rémunération élevée. S'il en est ainsi, les interventions doivent viser à améliorer la santé mentale, afin que la personne puisse poursuivre des études et gagner un meilleur revenu. Des travaux de recherche antérieurs montrent toutefois que les processus de sélection liés à l'état de santé ne sont pas à l'origine d'une part importante de la relation entre le faible revenu et le mauvais état de santé mentale<sup>6</sup>.

Selon la seconde hypothèse, celle de la causalité sociale, le mauvais état de santé mentale des personnes ayant un faible revenu a pour origine l'environnement social négatif auquel ces personnes sont exposées. L'environnement social englobe [traduction] « les groupes auxquels nous appartenons, le quartier où nous habitons, l'organisation de notre milieu de travail et les politiques que nous instaurons pour codifier nos vies »<sup>7</sup>. L'une des caractéristiques d'un environnement social négatif est la plus forte prévalence des facteurs de stress, autrement dit des demandes découlant de l'environnement qui entament ou excèdent la capacité d'adaptation d'une personne<sup>8</sup>. Les difficultés conjugales en sont un exemple, tout comme la vie dans un quartier où la criminalité force à une plus grande vigilance ou de grandes demandes au travail sans offre de ressources adéquates pour y répondre.

Si l'hypothèse de causalité sociale est correcte, les interventions destinées à améliorer un environnement social négatif devraient, en principe, réduire les inégalités relatives à l'état de santé. Les personnes faisant partie des groupes à faible revenu sont non seulement exposées à un grand nombre de facteurs de stress, mais disposent aussi de moins de ressources, telles que le soutien social<sup>9</sup>, pour y faire face et pour en atténuer les effets négatifs. Un nombre plus élevé de facteurs de stress et peu de ressources pour composer avec eux peuvent accroître les sentiments de détresse, lesquels ont été associés à des problèmes de santé physique et mentale<sup>10</sup>.

Lors d'une étude réalisée antérieurement au Canada, Turner, Wheaton et Lloyd (1995) ont montré que le fardeau des facteurs de stress était plus lourd chez les personnes de faible statut socioéconomique à Toronto<sup>11</sup>. Selon ces auteurs, les événements de la vie (facteurs de stress aigu, comme le décès du conjoint ou la perte d'un emploi), les facteurs de stress chronique (qui, selon toute

probabilité, demeureront présents pendant des mois ou des années) et les traumatismes subis durant l'enfance rendaient compte du tiers environ de la relation entre la profession et les symptômes de dépression.

En s'appuyant sur l'analyse des données du premier cycle de l'Enquête nationale sur la santé de la population (1994-1995), Cairney et Krause ont examiné les déterminants de la détresse et de la dépression chez les personnes de 50 ans et plus<sup>9</sup>. Ils ont observé un degré de détresse plus élevé chez les personnes n'ayant pas fait d'études secondaires, mais n'ont relevé aucune différence significative selon le niveau de scolarité en ce qui concerne la prévalence sur douze mois d'un trouble dépressif majeur. Les facteurs de stress permettaient d'expliquer plus du tiers de la relation entre le niveau de scolarité et la détresse.

Ayant étudié la détresse psychologique chez les personnes de 33 ans parmi les membres de la cohorte de naissances britannique de 1958, Matthews et ses collaborateurs<sup>12</sup> ont constaté que les facteurs liés au travail, plus précisément les tensions et contraintes au travail et la précarité de l'emploi, étaient des déterminants importants des différences quant à la détresse psychologique entre catégories professionnelles. Cet effet était plus prononcé chez les hommes que chez les femmes.

Enfin, Myer et ses collaborateurs ont observé que l'effet médiateur des événements de la vie entre une situation socioéconomique difficile et la détresse psychologique était significatif; ils n'ont toutefois pas précisé l'importance de cet effet<sup>13</sup>.

Ces diverses études soutiennent l'hypothèse selon laquelle la répartition sociale des facteurs de stress contribue au moins bon état de santé mentale des membres des groupes socioéconomiques défavorisés, mais elles présentent des limites. En raison de leur nature transversale, elles ne permettent pas vraiment de préciser la chronologie de la relation entre le

revenu, les facteurs de stress et la détresse psychologique. Les données longitudinales conviennent mieux pour cerner les facteurs de risque de manifestation de problèmes de santé mentale et pour établir des cibles d'intervention appropriées.

Fondé sur les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) recueillies de 1994-1995 à 2006-2007, l'article porte sur le gradient de revenu associé aux *nouveaux cas de grande détresse psychologique* relevés chez un échantillon représentatif de Canadiens au cours de la *période de 12 ans* susmentionnée. Sont également examinés les facteurs de stress liés à l'environnement social, car l'on suppose qu'ils sont associés à un épisode subséquent de grande détresse et qu'ils expliquent partiellement la relation entre le faible revenu et le risque d'éprouver de la détresse. La présente étude fournit des données importantes et inédites, émanant d'une analyse longitudinale, sur la chronologie de la relation entre le revenu, les facteurs de stress et la détresse psychologique.

## **Données et méthodes**

### **Source des données**

La présente analyse est fondée sur les données des sept premiers cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) menée par Statistique Canada de 1994-1995 à 2006-2007. Tous les deux ans depuis 1994-1995, on recueille dans le cadre de l'ENSP des données sur l'état de santé, sur les comportements liés à la santé et sur d'autres déterminants de la santé. Cette enquête est représentative de la population à domicile des dix provinces en 1994-1995, à l'exclusion des membres de la Force régulière des Forces canadiennes et des résidents des réserves indiennes, des terres de la Couronne, des établissements de soins de santé, des bases des Forces canadiennes (personnel civil et militaire) et de certaines régions éloignées au Québec et en Ontario. L'ENSP comporte aussi

un volet Établissements de soins de santé, qui couvre les résidents d'établissements tels que les maisons de soins infirmiers, mais les données de ce volet n'ont pas été analysées ici.

En 1994-1995, 20 095 membres de la population à domicile ont été sélectionnés pour faire partie du panel longitudinal de l'ENSP. Au total, 86,0 % d'entre eux ont accepté de participer (17 276) et 83,6 % ont répondu au questionnaire détaillé sur la santé. Les taux de réponse lors des cycles subséquents ont été de 92,8 % en 1996-1997, 88,3 % en 1998-1999, 84,9 % en 2000-2001, 80,8 % en 2002-2003, 77,6 % en 2004-2005 et 77,0 % en 2007-2008. Une description plus détaillée du plan de sondage, de l'échantillon et des méthodes d'interview de l'ENSP peut être consultée dans d'autres documents<sup>14,15</sup>. En 1994-1995, les données ont été recueillies principalement par interview sur place assistée par ordinateur et, par la suite, par interview téléphonique assistée par ordinateur.

## Mesures

### *Revenu du ménage*

Le revenu a été déterminé à partir du revenu autodéclaré du ménage. Pour tenir compte de l'inflation, de la taille du ménage et du coût de la vie dans différentes régions urbaines et rurales, on a divisé le revenu autodéclaré du ménage par le seuil de faible revenu (SFR) établi en fonction du lieu de résidence et de la taille du ménage de la personne. (Des renseignements détaillés sur cette variable de revenu figurent dans la documentation concernant les variables dérivées du septième cycle de l'ENSP.)

On a d'abord créé une variable représentant le ratio du revenu du ménage au seuil de faible revenu correspondant. Un ratio inférieur à 1 signifie que le ménage est plus susceptible d'éprouver des difficultés financières parce que ses dépenses pour les nécessités de la vie ont tendance à représenter une proportion plus élevée

de son revenu. Si le ratio est supérieur à 1, la situation financière du ménage est meilleure, car il consacre une plus petite proportion de son revenu aux produits de première nécessité.

Une variable catégorique a ensuite été créée à partir de ce ratio afin de représenter une situation de faible revenu ou de revenu élevé. Un ratio de 1,5 ou moins correspond à un *faible revenu*, tandis qu'un ratio supérieur à 1,5 représente un *revenu élevé*. Par exemple, dans un grand centre urbain, les membres d'un ménage de quatre personnes dont le revenu total en 1994-1995 était de 46 400 \$ ou moins ont été considérés comme ayant un faible revenu, de même que, dans une région rurale, les personnes vivant seules dont le revenu était de 17 200 \$ ou moins. Les personnes pour lesquelles les données sur le revenu manquaient ont été incluses dans un groupe de revenu distinct, afin de retenir dans l'analyse le plus grand nombre possible de sujets. Des analyses fondées sur trois catégories de revenu ont produit des résultats similaires (données non présentées), les personnes à revenu moyen courant un risque relatif (RR) de vivre un épisode de détresse plus faible que celles faisant partie du groupe à faible revenu, mais plus élevé que les membres du groupe à revenu élevé.

Lors des cycles subséquents, les mêmes seuils ont été utilisés pour établir les catégories de revenu du ménage. Naturellement, au fil de l'enquête et donc du vieillissement des participants, la proportion de ceux faisant partie du groupe à faible revenu a diminué tandis que celle de personnes appartenant au groupe à revenu élevé a augmenté.

Cette méthode de mesure du revenu rend compte de différents facteurs ayant une incidence sur la signification concrète du revenu du ménage, c'est-à-dire la capacité qu'a celui-ci de se procurer des biens et des services dans sa région. Bien que cette variable repose sur un seuil de faible revenu, elle n'a pas pour but de déterminer la pauvreté, de mesurer la suffisance du revenu ni d'estimer le nombre de

Canadiens vivant dans un ménage dont le revenu total est inférieur ou supérieur au seuil de faible revenu.

### *Facteurs de stress*

Les événements récents de la vie, les facteurs de stress chronique et les tensions et contraintes au travail ont été évalués à l'occasion des premier et quatrième cycles de l'ENSP, ainsi que des cycles subséquents. Comme les facteurs de stress n'ont pas été mesurés lors des deuxième et troisième cycles, les résultats enregistrés pour 1994-1995 ont été imputés à ces deux cycles. Des analyses s'appuyant sur différentes méthodes d'imputation ont donné des résultats similaires; l'imputation par la valeur précédente a donc été retenue parce qu'elle réduit au minimum la possibilité de causalité inverse. Les événements récents de la vie et les facteurs de stress chronique ont été mesurés au moyen des questions élaborées par Turner, Wheaton et Llyod<sup>11</sup>, et les tensions et contraintes au travail, à l'aide d'une version abrégée du questionnaire sur les spécifications de l'emploi (*Job Content Questionnaire*)<sup>16</sup>.

L'échelle des facteurs de stress chronique se composait d'un ensemble de 18 questions sur des situations que les participants à l'enquête ont dit avoir vécues. Validée par Wheaton<sup>17</sup>, cette échelle offre une bonne validité convergente dans le cas des indicateurs de situations sociales difficiles, ainsi qu'une bonne validité discriminante dans le cas des mesures de la détresse psychologique. Les questions portaient sur plusieurs domaines, à savoir le stress personnel, par exemple le fait d'essayer d'accomplir trop de choses en même temps, les problèmes relationnels avec l'époux ou le conjoint, les problèmes avec les enfants, les problèmes de santé dans la famille, le fait de résider dans un quartier peu sûr et les problèmes financiers. Une variable dichotomique a été créée pour chaque domaine correspondant à un facteur de stress, une valeur de 1 indiquant une réponse positive à n'importe quelle question

de la sous-échelle et une valeur de 0, une réponse négative à toutes les questions de la sous-échelle.

Sept questions ont servi à mesurer le concept de tensions et contraintes au travail, qui découle des travaux de Karasek portant sur le modèle de contrôle de la demande et les Quality of Employment Surveys (États-Unis)<sup>16</sup>. Un emploi est considéré comme une source de stress si le titulaire doit satisfaire à des demandes élevées sans disposer de ressources ou de pouvoirs décisionnels suffisants. Cinq questions servent à mesurer la latitude décisionnelle et deux, la demande psychologique. Aux personnes qui, en 1994-1995, se classaient à la fois dans le tiers supérieur de la distribution selon le niveau des demandes de l'emploi et dans le tiers inférieur de celle selon le niveau de latitude décisionnelle, on a attribué un code indiquant qu'elles subissaient des tensions et contraintes au travail.

#### *Détresse*

L'évaluation de la détresse est fondée sur les scores obtenus par les participants à l'enquête sur l'échelle K6. Cette dernière, qui est une mesure non spécifique de la détresse psychologique conçue par Kessler<sup>3,18</sup>, a été utilisée dans de nombreuses enquêtes représentatives de la population. La détresse est évaluée au moyen de six questions de type Likert cotées sur une échelle de 0 à 6 et dont les scores sont additionnés pour obtenir un score global variant de 0 à 24. Selon le seuil proposé par Kessler en fonction des critères de la Substance Abuse and Mental Health Services Administration des États-Unis, un score égal ou supérieur à 13 indique la probabilité d'une maladie mentale grave<sup>18</sup>. Toutefois, des analyses psychométriques ont été effectuées afin de définir un seuil moins restrictif sur l'échelle K6 lorsque le résultat d'intérêt est l'existence d'un trouble dépressif majeur ou d'un trouble anxieux. D'après ces analyses, un score égal ou supérieur à 9 dénote une grande détresse

psychologique, ainsi que la possibilité d'un trouble de l'humeur ou d'un trouble anxieux. Des analyses récentes menées par Cairney et ses collaborateurs montrent que l'échelle K6 constitue un bon outil de dépistage de la dépression, et que l'application d'un seuil de 9 et plus donne un rapport de vraisemblance par strate supérieur à 6 en ce qui concerne l'incidence sur douze mois d'un trouble dépressif majeur<sup>4</sup>. Pour tenir compte de l'effet du caractère gradué des scores de détresse sous le seuil de 9, une variable de faible score de détresse a été incluse dans l'analyse.

Les variables sociodémographiques utilisées sont l'âge, l'état matrimonial (marié/vit avec un conjoint, comparativement à célibataire ou veuf/séparé/divorcé), la résidence en région urbaine ou rurale, le lieu de naissance, la situation d'activité (occupé comparativement à chômeur ou inactif) et la présence d'enfants dans le ménage. Étant donné l'association entre les problèmes de santé physique et les problèmes de santé mentale, l'autoévaluation de la santé (sur une échelle de cinq points allant de mauvaise à excellente) a été incluse dans les modèles de prévision de la détresse.

#### **Analyse**

Pour faire partie de l'ensemble de données analysé, les participants à l'enquête devaient avoir obtenu un faible score de détresse (voir la section *Mesures*) en 1994-1995 et être âgés de 18 à 75 ans. Les personnes sélectionnées ont fourni une nouvelle observation à l'ensemble de données lors de chaque cycle qu'elles ont traversé sans éprouver de grande détresse. Si le score de détresse d'une personne manquait à la fin d'un intervalle étudié, cet intervalle devenait la dernière période observée et une valeur nulle était attribuée à la variable d'événement.

Nous avons spécifié des modèles à risque proportionnels pour étudier l'association entre le faible revenu du ménage et un risque plus élevé de connaître un épisode de grande détresse.

Le premier modèle (modèle 1) a servi à examiner la relation entre le revenu et les cas de grande détresse, en neutralisant l'effet des prédicteurs sociodémographiques (âge, état matrimonial, résidence en région urbaine ou rurale, lieu de naissance, situation d'activité, présence d'enfants dans le ménage), de l'autoévaluation de la santé et d'un faible score de détresse de référence. Les prédicteurs du modèle étaient des covariables variant en fonction du temps, qui reflétaient la valeur applicable à la personne deux ans avant l'observation de l'événement (c'est-à-dire ressentir de la détresse). Le deuxième modèle (modèle 2) comprenait les facteurs de stress, qui variaient aussi en fonction du temps. Comme les facteurs de stress n'ont pas été mesurés lors des deuxième et troisième cycles, les valeurs du premier cycle ont été imputées à ces deux cycles. Nous avons exécuté l'analyse en SAS en utilisant les poids *bootstrap* élaborés par Statistique Canada<sup>19,20</sup>. Étant donné la nature discrète du moment de la mesure, nous avons effectué une régression logistique avec une fonction de lien log-log complémentaire, en excluant l'ordonnée à l'origine et en incluant une variable indicatrice du moment où avait eu lieu l'observation.

Puisque l'un des objectifs était de déterminer si les facteurs de stress jouent un rôle médiateur dans la relation entre le faible revenu et une plus grande détresse, nous avons procédé à une analyse de médiation<sup>21</sup>. Le but d'une telle analyse consiste à déterminer si un médiateur donné (dans ce cas, les facteurs de stress) peut expliquer une partie de la relation entre la variable indépendante (revenu) et la variable dépendante (grande détresse psychologique). L'existence d'un effet médiateur est mise en lumière par la réduction de la relation entre la variable indépendante et la variable dépendante lorsque l'on prend en compte le médiateur envisagé. Baron et Kenny<sup>21</sup> fournissent une explication détaillée à cet égard. Afin d'assurer la cohérence entre les modèles, nous avons tenu

compte uniquement des personnes pour lesquelles nous possédions des données complètes concernant toutes les variables, de sorte que nous avons exclu 1 077 enregistrements, soit un peu plus de 2 % des observations.

Nous avons calculé le pourcentage de réduction du risque relatif (RR) associé au revenu entre le modèle excluant les facteurs de stress (modèle 1) et celui les incluant (modèle 2), soit  $(RR1-RR2)/(RR1-1)$ .

## Résultats

### Prévalence d'une grande détresse et des facteurs de stress

Au sein d'une cohorte initiale de 11 058 personnes de 18 à 75 ans dont le score de détresse était faible en 1994-1995, nous avons observé 1 191 cas de premier épisode de grande détresse psychologique au cours de la période allant jusqu'en 2006-2007. Autrement dit, 11 % des membres de la cohorte ont éprouvé une grande détresse à un moment donné au cours de ces douze années. Parmi l'échantillon de personnes pour lesquelles aucune donnée ne manquait (n=10 948), nous avons relevé 47 379 personnes-périodes d'exposition au risque, ainsi que 1 152 épisodes de grande détresse psychologique. Le nombre de cas de grande détresse était moins élevé chez les hommes que chez les femmes (407 comparativement à 745).

En 1994-1995, certains facteurs de stress étaient plus fréquents que d'autres (tableau 1). Le stress personnel, par exemple à cause d'attentes trop nombreuses de la part d'autres personnes, constituait le facteur de stress le plus courant, celui-ci ayant été mentionné par une majorité d'hommes (56 %) et de femmes (61 %). Le quart des hommes et des femmes ont signalé des problèmes associés à leur quartier. Les problèmes relationnels étaient relativement peu fréquents (11 % chez les hommes et 14 % chez les femmes). La prévalence des tensions et contraintes au travail était encore plus faible, se

chiffant à 7 % dans le cas des hommes et à 9 % dans celui des femmes faisant partie de l'échantillon.

### Faible revenu et risque d'éprouver de la détresse

Tant chez les hommes que chez les femmes, une association significative se dégage entre le faible revenu du ménage et un risque plus élevé d'éprouver de la détresse (tableau 2, modèle 1). Les hommes à faible revenu étaient 1,58 fois plus susceptibles d'éprouver de la détresse que ceux ayant un revenu élevé, même après avoir tenu compte des effets de facteurs tels que l'âge, la résidence en région

urbaine ou rurale, le statut d'immigrant, le fait d'avoir des enfants et la situation d'activité. Le risque d'éprouver de la détresse était de 25 % plus élevé chez les femmes à faible revenu que chez celles à revenu élevé.

### Autres facteurs de risque

Aussi bien chez les hommes que chez les femmes, les autres caractéristiques associées de manière significative à un risque accru d'éprouver de la détresse étaient une moins bonne autoévaluation de l'état de santé et un score de détresse de référence plus élevé. Chez les hommes, la présence d'enfants dans le ménage était associée à un risque

**Tableau 1**  
**Prévalence de certaines caractéristiques dans l'échantillon, selon le sexe, Canada, 1994-1995**

	Hommes		Femmes	
	Nombre	Pourcentage	Nombre	Pourcentage
<b>Taille de l'échantillon</b>	<b>5 014</b>	<b>100,0</b>	<b>5 934</b>	<b>100,0</b>
<b>Revenu du ménage</b>				
Faible	1 607	29,9	2 396	37,4
Élevé	3 100	62,7	3 188	56,5
Données manquantes	307	7,3	350	6,1
<b>Âge (moyen)</b>	42	...	43	...
<b>État matrimonial</b>				
Marié(e)	3 111	68,2	3 535	67,4
Célibataire	1 330	24,4	1 109	17,0
Divorcé(e)/veuf(ve)/séparé(e)	573	7,4	1 290	15,7
<b>Lieu de résidence</b>				
Région urbaine	3 692	81,7	4 565	83,7
Région rurale	1 322	18,3	1 369	16,3
<b>Lieu de naissance</b>				
Canada	4 336	81,5	5 141	80,9
Étranger	678	18,5	793	19,1
<b>Situation d'activité</b>				
Occupé(e)	3 139	65,7	2 729	47,1
Chômeur(euse)	640	12,5	804	14,4
Inactif(ve)	1 235	21,8	2 401	38,6
<b>Présence d'enfants dans le ménage</b>				
Enfants	3 145	64,7	4 342	74,3
Enfants de moins de 12 ans	1 128	28,1	1 701	32,7
<b>Facteurs de stress</b>				
Stress personnel	2 641	55,9	3 566	61,5
Problèmes financiers	1 986	39,6	2 139	35,0
Problèmes liés au quartier	1 177	24,6	1 375	24,0
Problèmes liés aux enfants	1 071	21,0	1 496	24,7
Problèmes de santé dans la famille	1 049	19,9	1 492	24,0
Problèmes relationnels	509	11,2	712	14,1
Tensions et contraintes au travail	358	7,0	536	9,0
Événements récents de la vie (nombre moyen)	0,47	...	0,49	...

... n'ayant pas lieu de figurer

Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 à 2006-2007.

**Tableau 2**

**Risque relatif d'éprouver de la détresse, selon le groupe de revenu du ménage, les caractéristiques sociodémographiques, les facteurs de stress et le sexe, population à domicile, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 2006-2007**

	Hommes						Femmes					
	Modèle 1			Modèle 2			Modèle 1			Modèle 2		
	Risque relatif	Intervalle de confiance de 95 % de à		Risque relatif	Intervalle de confiance de 95 % de à		Risque relatif	Intervalle de confiance de 95 % de à		Risque relatif	Intervalle de confiance de 95 % de à	
<b>Revenu du ménage</b>												
Faible	1,58*	1,15	2,17	1,45*	1,07	1,98	1,25*	1,02	1,53	1,16	0,95	1,43
Élevé†	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...
<b>Âge‡</b>	0,99	0,98	1,00	0,99	0,99	1,00	0,98*	0,97	0,99	0,99	0,98	1,00
<b>État matrimonial</b>												
Marié(e)†	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...
Célibataire	0,85	0,56	1,28	0,86	0,57	1,30	1,13	0,83	1,53	1,16	0,85	1,59
Divorcé(e)/veuf(ve)/séparé(e)	1,28	0,86	1,91	1,30	0,87	1,94	1,09	0,85	1,38	1,08	0,84	1,38
<b>Lieu de résidence</b>												
Région urbaine†	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...
Région rurale	1,11	0,85	1,45	1,15	0,87	1,51	0,94	0,76	1,18	0,94	0,76	1,18
<b>Lieu de naissance</b>												
Canada†	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...
Étranger	1,22	0,86	1,74	1,24	0,87	1,77	1,13	0,86	1,48	1,13	0,86	1,48
<b>Situation d'activité</b>												
Occupé(e)†	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...
Chômeur(euse)	1,00	0,65	1,53	1,44	0,97	2,12	1,43	1,00	2,04	1,56*	1,06	2,28
Inactif(ve)	1,18	0,81	1,70	1,11	0,71	1,73	1,11	0,86	1,44	1,29	0,99	1,69
<b>Présence d'enfants dans le ménage</b>												
Aucun	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...
Enfants	0,65*	0,46	0,91	0,68*	0,47	0,98	1,28	0,92	1,78	1,05	0,75	1,47
Enfants de moins de 12 ans	0,96	0,62	1,49	0,92	0,60	1,41	0,89	0,69	1,14	0,90	0,71	1,14
<b>Niveau de détresse de référence</b>	1,53*	1,38	1,71	1,46*	1,30	1,64	1,59*	1,44	1,75	1,50*	1,36	1,66
<b>Autoévaluation de la santé de référence</b>	1,51*	1,32	1,74	1,47*	1,27	1,69	1,39*	1,25	1,55	1,33*	1,19	1,49
<b>Facteurs de stress§</b>												
Tensions et contraintes au travail	...	...	...	1,95*	1,28	2,97	...	...	...	1,34	0,97	1,85
Problèmes financiers	...	...	...	1,32	1,00	1,75	...	...	...	1,19	0,98	1,45
Stress personnel	...	...	...	1,26	0,96	1,66	...	...	...	1,61*	1,26	2,07
Problèmes relationnels	...	...	...	1,31	0,92	1,87	...	...	...	1,20	0,93	1,56
Problèmes liés au quartier	...	...	...	1,26	0,95	1,66	...	...	...	1,04	0,84	1,29
Problèmes liés aux enfants	...	...	...	0,88	0,62	1,23	...	...	...	1,23	0,98	1,54
Problèmes de santé dans la famille	...	...	...	1,07	0,79	1,47	...	...	...	0,96	0,79	1,17
Événements récents de la vie	...	...	...	1,06	0,91	1,23	...	...	...	1,13*	1,04	1,24
<b>- 2 log-vraisemblance</b>		3929,27		3873,61			5669,42			5594,51		

† catégorie de référence

‡ utilisé comme une variable continue

§ La catégorie de référence est l'absence du facteur de stress.

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

... n'ayant pas lieu de figurer

Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 à 2006-2007.

significativement plus faible d'éprouver de la détresse comparativement à l'absence d'enfants. Dans le cas des femmes, le risque d'éprouver de la

détresse était significativement plus élevé chez les jeunes et celles au chômage (plutôt qu'occupées).

### Facteurs de stress et risque de détresse

Examinés séparément (tableau 3), la plupart des facteurs de stress étaient associés à un risque de détresse

Tableau 3

Risque relatif d'éprouver de la détresse, selon les facteurs de stress et le sexe, après prise en compte des facteurs sociodémographiques, Canada, 1994-1995 à 2006-2007

	Hommes			Femmes		
	Risque relatif	Intervalle de confiance de 95 %		Risque relatif	Intervalle de confiance de 95 %	
		de	à		de	à
Tensions et contraintes au travail <sup>†</sup>	2,04*	1,34	3,11	1,44*	1,04	1,99
Problèmes financiers <sup>†</sup>	1,50*	1,14	1,96	1,34*	1,11	1,63
Stress personnel <sup>†</sup>	1,38*	1,05	1,82	1,74*	1,37	2,21
Problèmes relationnels <sup>†</sup>	1,51*	1,07	2,12	1,40*	1,07	1,82
Problèmes liés au quartier <sup>†</sup>	1,41*	1,08	1,84	1,19	0,97	1,47
Problèmes liés aux enfants <sup>†</sup>	0,99	0,70	1,39	1,39*	1,11	1,73
Problèmes de santé dans la famille <sup>†</sup>	1,18	0,88	1,57	1,11	0,91	1,35
Événements récents de la vie <sup>†</sup>	1,13	0,98	1,31	1,19*	1,09	1,30

<sup>†</sup> catégorie de référence = facteur de stress non déclaré

<sup>‡</sup> risque relatif = accroissement du risque associé à un accroissement d'une unité des événements de la vie

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

Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 à 2006-2007.

significativement plus élevé. Les hommes subissant des tensions et des contraintes au travail étaient deux fois plus susceptibles de finir par éprouver de la détresse que ceux ayant un emploi peu stressant; chez les femmes, les tensions et contraintes au travail accroissaient ce risque de 44 %. Les problèmes financiers, le stress personnel et les problèmes relationnels étaient tous associés de façon significative au risque d'éprouver de la détresse, aussi bien chez les hommes que chez les femmes. Dans le cas des hommes, les problèmes liés au quartier faisaient augmenter le risque de 41 %. Par contre, ceux liés aux enfants étaient associés à la détresse chez les femmes mais non chez les hommes : ainsi, les femmes déclarant avoir des problèmes avec leurs enfants couraient un risque de ressentir de la détresse supérieur de 39 % à celui des femmes ne subissant pas ce facteur de stress. De même, les événements récents de la vie avaient un effet significatif chez les femmes, mais pas chez les hommes. À peu près tous les événements de la vie mentionnés faisaient augmenter de 20 % environ la probabilité pour les femmes de ressentir de la détresse. Les problèmes de santé dans la famille ne constituaient

un facteur de risque significatif ni chez les hommes, ni chez les femmes.

### Les facteurs de stress sont des médiateurs de la relation entre le revenu et la détresse

L'intégration des facteurs de stress dans le modèle atténue la relation entre le revenu du ménage et la détresse. La réduction de la statistique -2 log-vraisemblance lorsqu'on passe du modèle 1 au modèle 2 est significative pour les deux sexes, ce qui indique que la prise en compte des facteurs de stress améliore l'ajustement du modèle. La réduction du risque relatif associé au faible revenu était de 22 % pour les hommes et de 36 % pour les femmes.

### Discussion

La présente étude établit que le faible revenu est associé à un plus grand risque de détresse, mais que ce risque est attribuable en partie à la plus forte prévalence des facteurs de stress dans la vie des personnes ayant un faible revenu. Les résultats de l'étude appuient l'hypothèse de causalité sociale du gradient de revenu dans la santé mentale, car elle montre qu'un faible revenu

précédait l'apparition d'une grande détresse psychologique.

L'environnement social semble aussi jouer un rôle dans cette relation. Comme le seuil de revenu du ménage choisi pour déterminer le groupe à faible revenu était relativement élevé (1,5 fois le seuil de faible revenu ou moins), une forte proportion de participants à l'enquête n'étaient pas en situation de privation matérielle. Nous concluons donc que d'autres facteurs que la privation matérielle contribuent aux variations de l'état de santé mentale selon le revenu. Alors que les problèmes financiers et les problèmes liés au quartier sont associés plus étroitement aux ressources matérielles, des facteurs de stress comme les problèmes avec les enfants et les problèmes relationnels sont davantage de nature sociale. Étant donné que l'association entre le revenu et l'apparition de la détresse psychologique diminue lorsque l'on prend en compte les facteurs de stress, notre étude corrobore le rôle médiateur joué par les facteurs de stress de nature sociale dans les inégalités en matière de santé liées au revenu.

Les résultats de cette analyse sont analogues à ceux des études portant sur les facteurs de stress à titre de médiateurs de la relation entre le revenu et l'état de santé physique qui sont réalisées au moyen d'analyses transversales<sup>22</sup> et longitudinales<sup>23</sup>. D'autres travaux de recherche ont permis d'établir le rôle des facteurs de stress en ce qui concerne le gradient de revenu dans la santé mentale<sup>9,11,12</sup>, mais la nature longitudinale des données analysées ici fournit des preuves de la chronologie de la relation entre le revenu et la détresse. En effet, il ressort de l'analyse qu'ensemble, une mauvaise autoévaluation de la santé et la présence d'une détresse, même faible, lors de l'entrevue de référence étaient des prédicteurs d'épisodes de grande détresse psychologique, ce qui vient corroborer les résultats d'analyses transversales. En outre, chez les sujets de l'étude, le faible revenu et la présence de facteurs de stress ont précédé l'apparition de la détresse.

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

- Il existe une forte relation entre le faible revenu et la santé mentale, y compris le fait de ressentir de la détresse psychologique.
- La prévalence des facteurs de stress est plus grande chez les groupes à faible revenu, ce qui peut expliquer une partie de cette relation.
- La succession temporelle de ces facteurs n'a pas été établie dans le cadre d'une enquête portant sur la population canadienne.

### *Ce qu'apporte l'étude*

- Cette étude révèle l'existence d'une relation significative entre le faible revenu et des épisodes ultérieurs de grande détresse psychologique et indique aussi que les facteurs de stress sont les médiateurs d'une part modeste de cette relation.
- L'environnement social quotidien des Canadiens à faible revenu joue un rôle dans les inégalités en matière de santé.

### **Limites**

Notre analyse présente certaines limites. D'abord, toutes les données ont été autodéclarées. Or, il est bien connu qu'une affectivité négative est associée à la déclaration de facteurs de stress, d'un mauvais état de santé et d'un état de détresse, si bien que les résultats pourraient refléter l'effet confusionnel de cette variable non mesurée<sup>24</sup>. Néanmoins, une autre étude a montré que l'affectivité négative peut s'inscrire dans le rapport de causalité entre les facteurs de stress et la mauvaise santé, de sorte qu'il pourrait s'agir, non de confusion, mais de médiation<sup>25</sup>.

Les participants à l'enquête ont été interviewés à intervalle de deux ans et on ne dispose d'aucun renseignement sur ce qui leur est arrivé entre ces interviews. Il se peut qu'ils aient connu, entre deux de ces observations, un épisode de grande détresse qui n'a pas été mesuré.

En outre, les facteurs de stress ont été mesurés uniquement lors des premier, quatrième, cinquième et sixième cycles; les résultats du premier cycle ont été imputés aux deuxième et troisième cycles. Or, il se peut que les facteurs de stress aient été résolus entre les premier et quatrième cycles, ou que de nouveaux facteurs de stress soient apparus mais n'aient pas été pris en compte.

Enfin, les participants à l'enquête n'ont pas tous fait l'objet d'un suivi lors de tous les cycles. Bien que le taux d'attrition soit assez bas dans le cas de l'ENSP comparativement à d'autres enquêtes, un nombre important de participants ont été perdus de vue

durant l'étude. Si les personnes qui ont continué de participer à l'enquête différaient systématiquement de celles qui ont cessé de le faire, il se peut que les résultats présentent un biais systématique. Toutefois, d'autres analyses des données de l'ENSP ont établi que les personnes perdues en raison de l'attrition n'étaient ni plus ni moins susceptibles que les autres de connaître des épisodes de détresse<sup>26</sup>. Il est donc peu probable que l'attrition introduise un biais dans les résultats.

### **Conclusion**

Les études futures devraient porter sur les prédicteurs d'épisodes multiples de détresse ainsi que sur la chronicité de la détresse, deux points qui n'ont pas été analysés ici. Les changements touchant le revenu pourraient aussi constituer un important prédicteur de détresse et devraient être étudiés plus à fond. Enfin, l'ajout d'autres composantes d'un modèle de processus de stress, comme le sentiment de contrôle, l'estime de soi et le soutien social, dans un modèle élargi pourraient aider à mettre en lumière les cheminements complexes entre le revenu, les facteurs de stress et un mauvais état de santé mentale. Il est certain que d'autres travaux de recherche sont requis, mais il ressort des résultats présentés ici qu'il faut examiner l'environnement social en le considérant comme l'un des déterminants des inégalités de la santé mentale liées au revenu au Canada. ■

## Références

1. R.J. Turner et D. Lloyd, « The stress process and the social distribution of depression », *Journal of Health and Social Behavior*, 40, 1999, p. 374-404.
2. N. Adler, T. Boyce, M. Chesney *et al.*, « Socioeconomic status and health: The challenge of the gradient », *American Psychologist*, 49, 1994, p. 15-24.
3. R.C. Kessler, G. Andrews, L.J. Colpe, R. Hiripi, D.K. Mroczek, S.-L. Normand *et al.*, « Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress », *Psychological Medicine*, 32, 2002, p. 959-976.
4. J. Cairney, B. Veldhuizen, T.J. Wade *et al.*, « Evaluation of 2 measures of psychological distress as screeners for depression in the general population », *Canadian Journal of Psychiatry / La revue canadienne de psychiatrie*, 52, 2007, p. 111-120.
5. J. Elstad, *Social Inequalities in Health and Their Explanations*, Oslo, NOVA, 2000.
6. T. Chandola, M. Bartley, A. Sacker *et al.*, « Health selection in the Whitehall II study, UK », *Social Science and Medicine*, 56, 2003, p. 2059-2072.
7. I.H. Yen et S.L. Syme, « The social environment and health: A discussion of the epidemiological literature », *Annual Review of Public Health*, 20, 1999, p. 287-308.
8. H. Selye, *The Stress of Life*, New York, McGraw-Hill, 1956.
9. J. Cairney et N. Krause, « The social distribution of psychological distress and depression in older adults », *Journal of Aging and Health*, 17(6), 2005, p. 807-835.
10. B. McEwen, « Protective and damaging effects of stress mediators », *New England Journal of Medicine*, 338, 1998, p. 171-179.
11. R.J. Turner, B. Wheaton et D. Lloyd, « The epidemiology of social stress », *American Sociological Review*, 60(1), 1995, p. 104-125.
12. S. Matthews, C. Power et S.A. Stansfeld, « Psychological distress and work and home roles: a focus on socioeconomic differences in distress », *Psychological Medicine*, 31(4), 2001, p. 725-736.
13. L. Myer, D.J. Stein, A. Grimsrud *et al.*, « Social determinants of psychological distress in a nationally-representative sample of South African adults », *Social Science and Medicine*, 66, 2008, p. 1828-1840.
14. 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 catalogue).
15. Statistique Canada, *Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), Cycles 1 à 7 (1994-1995 à 2006-2007), volet ménages, documentation longitudinale*, Ottawa, Statistique Canada, 2008.
16. J.E. Schwartz, C.F. Pieper et R.A. Karasek, « A procedure for linking psychosocial job characteristics data to health surveys », *American Journal of Public Health*, 78(8), 1988, p. 904-909.
17. B. Wheaton, « Sampling the stress universe », dans W.R. Avison et I. Gotlib, dir. *Stress and Mental Health: Contemporary Issues and Prospects for the Future*, New York, Plenum Press, 1994, p. 77-114.
18. R.C. Kessler, P.R. Barker, L.J. Colpe *et al.*, « Screening for serious mental illness in the general population », *Archives of General Psychiatry*, 60, 2003, p. 184-189.
19. 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).
20. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5(3), 1996, p. 281-310.
21. R. Baron et D. Kenny, « The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations », *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1986, p. 1173-1182.
22. H. Orpana et L. Lemyre, « Explaining the social gradient in health in Canada: Using the National Population Health Survey to examine the role of stressors », *International Journal of Behavioral Medicine*, 11(3), 2004, p. 143-151.
23. H. Orpana, L. Lemyre et S. Kelly, « Do stressors explain the relationship between income and declines in self-rated health? A longitudinal analysis of the National Population Health Survey », *International Journal of Behavioral Medicine*, 14(1), 2007, p. 40-47.
24. D. Watson et J. Pennebaker, « Health complaints, stress and distress: Exploring the central role of negative affectivity », *Psychological Review*, 96(2), 1989, p. 234-254.
25. P. Spector, D. Zapf, P. Chen et M. Frese, « Why negative affectivity should not be controlled for in job stress research: Don't throw the baby out with the bath water », *Journal of Organizational Behavior*, 21, 2000, p. 79-95.
26. H. Orpana, « Définir les facteurs associés aux cycles d'épisodes de détresse sur une période de dix ans à l'aide de l'Enquête nationale sur la santé de la population », *Healthcare Policy*, 3(4), 2007, p. 55-63.

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



# Histoire naturelle de la qualité de vie liée à la santé : une étude de cohorte de dix ans

par Heather M. Orpana, Nancy Ross, David Feeny, Bentson McFarland, Julie Bernier et Mark Kaplan

## Résumé

### Contexte

En tenant compte des effets du placement en établissement et du décès, la présente étude décrit les trajectoires normatives de la qualité de vie liée à la santé (QVLS) au Canada pendant la transition du milieu à la fin de la vie.

### Méthodes

Un échantillon représentatif de la population nationale constitué de 7 915 adultes vivant dans la collectivité âgés de 40 ans et plus en 1994-1995 a été étudié au moyen de données couvrant une période de dix ans provenant de l'Enquête longitudinale nationale sur la santé de la population. Des modèles de courbe de croissance de la QVLS en fonction de l'âge ont été ajustés pour décrire l'évolution de la QVLS. Des modèles successifs ont été testés, en incluant d'abord uniquement les personnes ayant vécu à domicile pendant la période complète, puis en ajoutant celles qui avaient déménagé dans un établissement de santé, et enfin, celles qui étaient décédées.

### Résultats

La QVLS demeure généralement stable jusqu'à l'âge de 70 ans environ, puis elle commence à diminuer. L'exclusion des personnes placées en établissement ou l'omission de l'effet du décès produit des trajectoires de QVLS exagérément optimistes aux âges plus avancés.

### Interprétation

Ces résultats montrent qu'il importe de suivre les personnes qui sont placées en établissement de santé et de tenir compte des décès pour produire des estimations réalistes de la santé chez les populations vieillissantes.

## Mots-clés

Vieillesse, état de santé, enquêtes sur la santé, espérance de vie, longévité, études longitudinales.

## Auteurs

Heather M. Orpana (613-951-1650; Heather.Orpana@statcan.gc.ca) et Julie Bernier (613-951-4556; Julie.Bernier@statcan.gc.ca) travaillent à la Division de l'information et de la recherche sur la santé à Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6; Nancy Ross travaille à l'Université McGill; David Feeny travaille au Kaiser Permanente Northwest; Bentson McFarland travaille à la Oregon Health and Science University, et Mark Kaplan travaille à la Portland State University.

Au Canada, comme dans la plupart des pays développés, l'âge moyen de la population et les espérances de vie sont à la hausse<sup>1</sup>. L'évolution démographique résultante vers une population comprenant une plus grande proportion de personnes âgées a incité les chercheurs à comprendre comment la santé des adultes évolue du milieu à la fin de la vie. Le fait que la population connaisse une compression de la morbidité qui limite la mauvaise santé aux quelques dernières années avant le décès<sup>2,3</sup> ou une expansion de la morbidité qui accroît le nombre d'années de vie vécues en souffrant d'une maladie, d'une incapacité ou d'une perte de qualité de la vie a des incidences sur la société dans son ensemble et sur le système de soins de santé<sup>4</sup>.

Peu d'études se sont appuyées sur des courbes de croissance pour décrire la santé à l'aide de données longitudinales<sup>5</sup>. Pourtant, les estimations des changements d'état de santé à mesure que les gens vieillissent fondées sur des données longitudinales diffèrent probablement beaucoup de celles calculées d'après des données transversales<sup>6</sup>. En outre,

nombre d'études menées selon une approche axée sur un modèle de courbe de croissance ne portaient pas sur des échantillons représentatifs, si bien que leur validité externe est limitée. Fait exception l'étude réalisée par Liang et coll., qui ont analysé des données recueillies auprès d'un échantillon de 2 200 Japonais âgés au cours d'une période de 12 années<sup>7</sup>. Ils ont observé

une légère diminution de l'autoévaluation de la santé (AES) de 60 à 85 ans, après quoi celle-ci s'est effectivement améliorée. Cependant, cet effet pourrait être dû au décès des personnes dont l'AES était moins bonne. Dans une autre étude, McCulloch et coll.<sup>8</sup> ont examiné les participants à la Life Cycle Study of Children with High Ability de Terman sur une période de 59 ans. Ils révèlent, tant pour les hommes que pour les femmes, un modèle de détérioration de l'AES qui débute autour de 50 ans et qui devient plus prononcée autour de 70 ans, mais il est douteux que ces résultats puissent être généralisés à des populations entières, vu qu'il s'agissait d'un groupe choisi d'individus qui étaient probablement mieux nantis et, conséquemment, en meilleure santé que la plupart des populations.

L'objectif de la présente étude est de décrire la courbe de la qualité de vie liée à la santé (QVLS) du milieu à la fin de l'âge adulte chez un échantillon représentatif de Canadiens, en tenant compte du placement en établissement de santé et de la mortalité. L'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), qui est longitudinale, offre une occasion unique d'étudier les trajectoires de QVLS auprès d'un grand échantillon de la population canadienne adulte<sup>9</sup>. L'ENSP présente deux avantages pour ce type d'analyse. D'une part, elle suit les individus pendant la transition de la vie à domicile au placement en établissement de santé (une expérience courante chez les personnes les plus âgées)<sup>10</sup> et, d'autre part, elle fournit des renseignements sur les décès survenus dans l'échantillon.

Souvent, les effets du placement en établissement de santé et de la mortalité sur les estimations de la santé à l'échelle de la population ont été omis dans les études qui décrivent les courbes normatives de l'état de santé<sup>11</sup>. Le placement en établissement est un facteur important à prendre en considération quand on estime la santé de la population, puisqu'en 1992, 24 %

de la population canadienne de 80 ans et plus vivaient dans un établissement de soins de santé<sup>10</sup>. De nombreuses études longitudinales sont limitées à des échantillons de ménages et, par conséquent, les membres les plus malades de la société, qui vivent souvent en établissement de santé, ne font pas partie de leur champ d'observation. Ces analyses donnent des estimations exagérément optimistes de la santé de la population à mesure que celle-ci vieillit. Ignorer l'effet de la mortalité peut aussi entraîner une surestimation de l'état de santé de la population âgée, car, en général, seuls les individus dont la santé est la meilleure survivent<sup>11,12</sup>.

À cause des différences de morbidité, de placement en établissement et de mortalité selon le sexe, la présente analyse révèle des trajectoires distinctes pour les hommes et pour les femmes. Même si certaines données montrent que les femmes vivent plus longtemps que les hommes, mais portent un plus lourd fardeau de morbidité<sup>13</sup>, les différences de morbidité selon le sexe chez les personnes qui demeurent en vie ne sont peut-être pas aussi prononcées qu'on l'a laissé entendre auparavant. Au Canada, l'espérance de vie des femmes excède celle des hommes à la naissance (année de référence 2002) et à 65 ans (année de référence 2001) : 82,1 et 20,5 années pour les femmes contre 77,2 et 17 années pour les hommes<sup>14,15</sup>. En outre, les femmes ont une plus grande espérance de vie ajustée pour la santé (année de référence 2001) à la naissance et à 65 ans : 70,8 et 14,4 années pour les femmes contre 68,3 et 12,7 années pour les hommes. Cependant, à 65 ans, moins d'hommes (77 %) que de femmes (85 %) présentent au moins un problème de santé chronique, et les femmes sont beaucoup plus susceptibles que les hommes d'avoir besoin d'aide pour vaquer aux activités instrumentales de la vie quotidienne (29 % de femmes contre 15 % d'hommes)<sup>16</sup>. Entre 45 et 79 ans, les hommes sont plus susceptibles que les femmes de vivre

dans un établissement tel qu'une maison de soins infirmiers; par après, les femmes risquent davantage d'être placées en établissement<sup>10</sup>.

## Méthodes

### Échantillon et données

La présente analyse est fondée sur des données longitudinales provenant des six premiers cycles (1994-1995 à 2004-2005) de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP). La population cible du volet des ménages de l'ENSP comprend la population à domicile des dix provinces du Canada en 1994-1995, à l'exclusion des habitants des réserves indiennes et des terres de la Couronne, ainsi que des résidents des établissements de santé, des bases des Forces canadiennes et de certaines régions éloignées de l'Ontario et du Québec.

En 1994-1995, 20 095 ménages ont été sélectionnés pour faire partie du panel longitudinal de l'ENSP. De ceux-ci, 86 % ont répondu au volet général du questionnaire (17 276) et 83,6 % des personnes sélectionnées pour participer à l'enquête ont répondu au questionnaire détaillé sur la santé. Aux cycles subséquents, les taux de réponse, basés sur les 17 276 personnes sélectionnées, étaient de 92,8 % en 1996-1997, de 88,3 % en 1998-1999, de 84,9 % en 2000-2001, de 80,8 % en 2002-2003, et de 77,6 % en 2004-2005. Des renseignements plus détaillés sur le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview de l'ENSP peuvent être consultés dans un autre rapport<sup>9</sup>. En 1994-1995, les données ont été recueillies principalement par interview sur place assistée par ordinateur et par la suite, principalement par interview téléphonique assistée par ordinateur.

Les participants à l'ENSP ont fait l'objet d'un suivi tous les deux ans. Au premier cycle de l'enquête, la majorité d'entre eux ont été interviewés sur place et, lors des cycles ultérieurs, la majorité ont été interviewés par téléphone. L'analyse décrite ici porte

sur les données recueillies pendant une période de dix années (de 1994-1995 à 2004-2005). L'érosion de l'échantillon due à la non-réponse s'est accrue d'un cycle à l'autre, mais après dix années, seulement 17 % des participants de 40 ans et plus avaient été perdus de vue au suivi, taux modeste comparativement à l'érosion observée dans d'autres études longitudinales auprès des adultes d'un certain âge<sup>17</sup>. Comme la modélisation des courbes de croissance peut se faire même si des données manquent (sous certaines conditions), l'effet de la non-réponse devrait, en principe, être minime dans la présente analyse<sup>5</sup>.

### Mesures

La qualité de vie liée à la santé (QVLS) est définie comme étant « la valeur attribuée à la durée de la vie telle qu'elle est modifiée par les déficiences, les états fonctionnels, les perceptions et les possibilités sociales sur lesquels la maladie, les blessures, les traitements ou les politiques exercent une influence »<sup>18</sup>. L'instrument utilisé pour mesurer la QVLS est le Health Utilities Index Mark 3 (HUI3). Ce dernier décrit l'état de santé en fonction de huit attributs, à savoir la vision, l'ouïe, la parole, la mobilité, la dextérité, l'émotion, la cognition, ainsi que la douleur et le malaise<sup>19</sup>. Chaque attribut comporte cinq ou six niveaux qui varient de la déficience grave (par exemple, aveugle dans le cas de la vision) à l'absence de déficience. Un score est attribué à chacun des états de santé de l'HUI3 à l'aide de fonctions d'utilité basées sur des scores de préférence obtenus auprès d'un échantillon de canadiens. Donc, chaque personne possède, pour chaque période de mesure, un score HUI3 qui reflète un niveau global de QVLS résultant de la combinaison des niveaux observés pour les divers attributs.

Dans l'ensemble, les scores HUI3 peuvent varier de -0,36 à 1,00. Un score de 1,00 correspond à une santé parfaite, tandis qu'un score de 0 représente l'état de décès, et un score inférieur à 0,

un état « pire que la mort ». Des scores inférieurs à 0 sont possibles parce que certaines combinaisons des attributs de l'état de santé ont été considérées par l'échantillon de Canadiens participant à l'exercice de préférence comme étant moins souhaitables qu'être mort. Un score de -0,36 représente l'état de santé résultant de la combinaison des niveaux les plus faibles de chaque attribut. Aux participants inclus dans les analyses pour le premier cycle après leur décès, on a imputé un score HUI3 de 0 pour le cycle en question. Par exemple, une personne décédée en 1997 se verrait attribuer un score de 0 pour le cycle de 1998-1999, puis serait exclue des analyses par après.

L'âge, exprimé en années, a été centré sur 40 ans (en soustrayant 40 de l'âge déclaré de chaque participant) afin de faciliter l'interprétation des estimations. Donc, pour les participants décédés, l'enregistrement pour le cycle qui suit le décès contenait une variable d'âge imputée ayant pour valeur l'âge au moment du décès. Chacune de ces mesures d'âge ont également été élevées au carré et au cube dans toutes les analyses afin d'évaluer les effets quadratique et cubique, parce que de nombreux états de santé sont associés à un taux croissant de déclin aux âges plus avancés, sans l'accroissement initial qui serait observé dans un modèle quadratique. Le modèle cubique semble également être mieux ajusté aux données brutes portées en graphique.

### Analyse

Trois groupes ont été créés pour l'analyse. Afin de montrer l'effet de la limitation de l'analyse aux personnes dont l'état de santé est le meilleur, seules les données sur celles vivant à domicile sont analysées dans le modèle 1. Pour révéler l'effet de la prise en compte des personnes devenues suffisamment malades pour être placées en établissement de santé, le modèle 2 comprend aussi les résidents de ces établissements. Enfin, pour montrer que les descriptions de la santé de la population sont fortement influencées par le fait de ne pas tenir compte du décès en tant qu'état de santé, le modèle 3 comprend des données non seulement pour tous les participants en vie (personnes vivant à domicile ou en établissement), mais aussi pour ceux qui sont décédés – durant le premier cycle où le décès est enregistré, l'âge au moment du décès et un score HUI3 de 0 étant les valeurs des données. Les données sur les personnes décédées ne sont pas incluses dans les cycles subséquents.

Nous avons estimé des modèles de courbe de croissance multiniveaux pour décrire la trajectoire normative de la QVLS en vue de répondre à la question « Comment la QVLS évolue-t-elle à partir du milieu de la vie à mesure que les adultes vieillissent? ». Un modèle de courbe de croissance multiniveaux est un modèle linéaire hiérarchique dans lequel les observations au cours

**Tableau 1**  
**Caractéristiques de l'échantillon en 1994-1995 et observations au cours de la période étudiée, par groupe d'âge de dix années, population de 40 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris**

Groupe d'âge	% de femmes	n en 1994-1995	Observations au cours de la période étudiée	HUI3 moyen en 1994-1995
40 à 49	48,5	2 511	7 037	0,88
50 à 59	51,0	1 829	10 903	0,85
60 à 69	53,0	1 655	8 678	0,82
70 à 79	58,6	1 340	7 326	0,77
80 à 89	61,3	518	3 562	0,66
90 ans et plus	61,3	62	562	0,44

**Nota :** Les dénombrements ne sont pas pondérés; les pourcentages et les moyennes sont des estimations pondérées.

**Source :** Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 à 2004-2005.

**Tableau 2****Estimations des paramètres des modèles de courbe de croissance de l'HUI3 en fonction de l'âge pour les hommes et pour les femmes de 40 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris**

	Modèle 1 (à domicile uniquement)				Modèle 2 (à domicile et en établissement)				Modèle 3 (à domicile, en établissement et décédé(e)s)			
	Hommes		Femmes		Hommes		Femmes		Hommes		Femmes	
	Estimation	Valeur t	Estimation	Valeur t	Estimation	Valeur t	Estimation	Valeur t	Estimation	Valeur t	Estimation	Valeur t
<b>Effets fixes</b>												
Ordonnée à l'origine	0,918722	119,99	0,911904	88,48	0,926754	115,0	0,917889	80,47	0,926585	106,95	0,921052	95,97
Âge	-0,005125	-3,75	-0,009304	-4,69	-0,007832	-5,55	-0,011380	-5,61	-0,008415	-4,91	-0,012727	-6,76
Âge au carré	0,000279	3,62	0,000502	5,02	0,000483	6,0	0,000664	6,71	0,000548	5,38	0,000768	8,05
Âge au cube	-0,000007	-5,96	-0,000010	-6,95	-0,000011	-8,53	-0,000013	-9,35	-0,000015	-8,96	-0,000016	-11,89
<b>Effets aléatoires</b>												
Variance ordonnée à l'origine	0,010974	5,68	0,017180	8,75	0,017049	3,11	0,032053	3,46	0,007577	3,40	0,015725	7,79
Variance âge	0,000028	8,74	0,000022	7,43	0,000052	5,05	0,000058	4,25	0,000054	11,51	0,000034	10,43

**Nota :** Toutes les estimations présentées sont significatives au seuil de 0,001. Les valeurs t (estimation/erreur-type de l'estimation) sont présentées au lieu de l'erreur-type pour réduire le nombre de chiffres dans le tableau. L'âge est centré sur 40 ans.

**Source :** Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 à 2004-2005.

du temps (niveau 1) sont emboîtées dans une personne (niveau 2). L'analyse tient compte du fait que les observations ayant trait à une même personne faites à divers points dans le temps ne sont pas indépendantes<sup>5</sup>.

Nous avons créé un ensemble de données personne-période contenant un enregistrement par participant pour chaque cycle pour lequel le score HUI3 était disponible. Nous avons construit un modèle de courbe de croissance inconditionnel à deux niveaux en MPLUS<sup>20</sup> prédisant le score HUI3 d'après l'âge, le carré de l'âge et de cube de l'âge, et spécifiant l'ordonnée à l'origine aléatoire, la pente et les termes quadratique et cubique pour chacun des trois groupes analysés. Le premier niveau est le modèle de croissance intra-individu, spécifié par :

$$HUI_{ij} = \alpha_{0i} + B_{1i}(\text{âge}_{ij}) + B_{2i}(\text{âge}_{ij}^2) + B_{3i}(\text{âge}_{ij}^3) + r_{ij}$$

Le deuxième niveau tient compte de la variation des paramètres du modèle entre les individus (effets aléatoires). Sa spécification est :

$$\begin{aligned} \alpha_{0i} &= \gamma_{00} + u_{0i} \\ B_{1i} &= \gamma_{10} + u_{1i} \\ B_{2i} &= \gamma_{20} + u_{2i} \\ B_{3i} &= \gamma_{30} + u_{3i} \end{aligned}$$

Nous avons utilisé des poids normalisés afin que l'échantillon soit représentatif de la population canadienne. Étant donné le plan de

sondage complexe de l'ENSP, qui peut produire des estimations de variance artificiellement faibles<sup>21</sup>, nous avons choisi une valeur p prudente de 0,001 comme seuil de signification afin de réduire le risque d'erreur de type I.

## Résultats

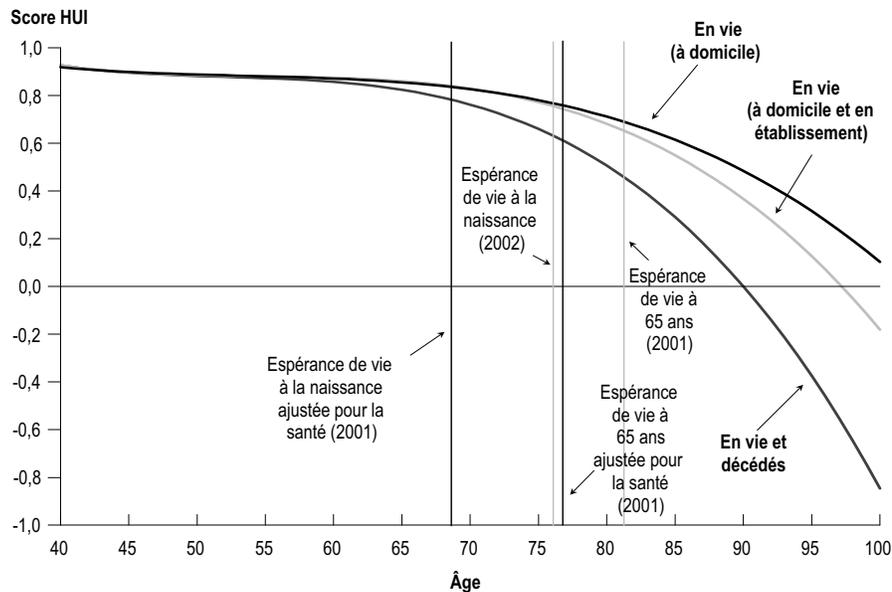
L'échantillon composé de 7 915 adultes vivant dans la collectivité reflétait la population canadienne à domicile de 40 ans et plus en 1994-1995 et comprenait 52 % d'hommes et 48 % de femmes. L'âge moyen était de 57 ans (fourchette de 40 à 102 ans en 1994-1995). La plupart des participants à l'enquête étaient mariés ou vivaient avec un ou une partenaire. Le tableau 1 donne la répartition selon l'âge et le sexe par groupe d'âge de dix années en 1994-1995. Au cours de la période de dix ans étudiée, 1 562 participants à l'enquête sont décédés. Durant chacun des cycles, un petit nombre de personnes, variant de 62 au deuxième cycle à 160 au cinquième cycle, ont été placées en établissement.

En 1994-1995, le score HUI3 moyen des participants était de 0,833 et leur score modal, de 0,973 (données non présentées). Le score HUI3 était négativement asymétrique (asymétrie = -2,52). Comme prévu, il diminuait avec l'âge (tableau 1). Les coefficients de corrélation intraclasse (CCI), qui

donnent une idée de l'autocorrélation moyenne de la variable dépendante sur l'ensemble des observations, étaient moyens. Le CCI pour l'HUI3 au cours du temps était de 0,48 pour les hommes vivant à domicile et de 0,52 pour les femmes. Parmi le groupe de personnes vivant à domicile ou en établissement, le CCI était de 0,47 pour les hommes et de 0,49 pour les femmes. Ces chiffres révèlent un degré important d'autocorrélation dans les données, environ la moitié des variations des scores HUI3 au cours du temps étant intra-individu, et l'autre moitié, inter-individus<sup>5</sup>, si bien qu'un modèle de courbe de croissance multiniveaux convient pour ces données.

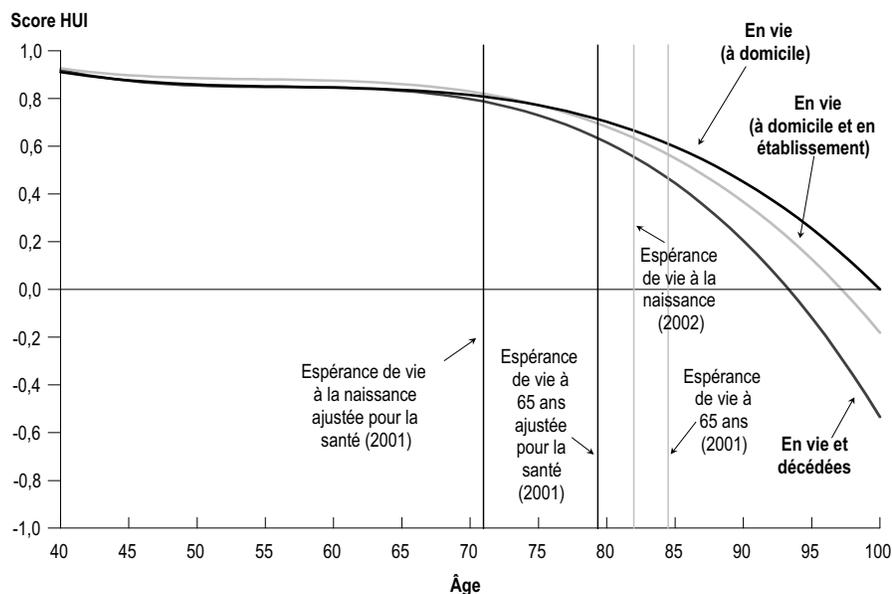
Comparativement aux femmes pour lesquelles des données complètes étaient disponibles pour les six cycles (n=3 375), celles pour lesquelles des données manquaient pour un à trois cycles (n=687) avaient des caractéristiques semblables pour ce qui est de l'âge en 1994-1995 et le score HUI3 de base. En revanche, les femmes pour lesquelles des données manquaient pour quatre à six cycles (n=300) étaient quatre ans plus jeunes et en légèrement meilleure santé que celles dont les données étaient complètes. Chez les hommes pour lesquelles les données manquaient pour un à trois cycles (n=650), l'âge moyen était inférieur de trois ans à celui des

**Figure 1**  
Trajectoires de l'HUI3, selon l'âge, hommes de 40 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris



Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 à 2004-2005.

**Figure 2**  
Trajectoires de l'HUI3, selon l'âge, femmes de 40 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris



Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 à 2004-2005.

hommes pour lesquels les données étaient complètes ( $n=2\ 613$ ), mais le score HUI3 était presque identique. Parmi les hommes pour lesquels des données manquaient pour quatre à six cycles ( $n=290$ ), l'âge moyen était inférieur de près de cinq années à celui des hommes dont les données étaient complètes et, comme on s'y attendrait pour un groupe plus jeune, leur santé était légèrement meilleure. Ces différences relativement faibles entre les groupes portent à conclure que les données manquantes ont vraisemblablement eu peu d'effets sur les résultats.

### Courbe de croissance normative pour la QVLS

Le premier modèle de courbe de croissance étudié décrit séparément les trajectoires de QVLS pour les hommes et pour les femmes. Les courbes de croissance représentent la courbe de QVLS des Canadiens et des Canadiennes à partir de l'âge de 40 ans, sachant la QVLS observée dans la cohorte de 1994-1995 à 2004-2005. Les paramètres du modèle sont présentés au tableau 2 et les trajectoires normatives modélisées sont illustrées à la figure 1 pour les hommes et à la figure 2 pour les femmes. Dans toutes les analyses, tant chez les hommes que chez les femmes, seules l'ordonnée à l'origine et la fonction linéaire de l'âge avaient des effets aléatoires significatifs (autrement dit, une variation significative entre les participants). Donc, nous n'avons inclus qu'une ordonnée à l'origine aléatoire et un terme d'âge dans la spécification du modèle. Comme le modèle ne comprenait aucun prédicteur inter-individus, nous ne pouvons pas plus loin l'interprétation de ces termes dans le présent article. La variabilité significative de ces composantes du modèle indique que d'autres travaux devraient être entrepris en vue d'examiner les déterminants des différences inter-individus dans les trajectoires de l'HUI3. La covariance entre l'ordonnée à l'origine et la fonction

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

- Selon les normes mondiales, la population canadienne est généralement en bonne santé, l'espérance de vie étant longue pour les hommes ainsi que pour les femmes.
- Les études transversales indiquent que la santé et la qualité de vie liée à la santé ont tendance à diminuer avec l'âge.

## *Ce qu'apporte l'étude*

- Les Canadiens jouissent d'une haute qualité de vie liée à la santé du milieu de la vie jusqu'aux âges avancés.
- Les trajectoires de la qualité de vie liée à la santé sont les mêmes pour les hommes que pour les femmes, à l'exception d'une diminution appréciable chez les femmes dans la quarantaine.
- L'exclusion des données sur les personnes placées en établissement et sur les personnes décédées produit une image exagérément optimiste du processus de vieillissement.

linéaire d'âge n'était significative dans aucun des modèles. Les effets des termes quadratique et cubique de l'âge, quant à eux, étaient significatifs dans tous les modèles.

Selon le modèle 1 (tableau 2), à l'âge de 40 ans, le score HUI3 moyen des hommes est de 0,92. Pour une augmentation de l'âge d'une année, ce score diminue d'une valeur égale à la somme d'une diminution de  $0,005 * (\text{âge} - 40)$ , d'une augmentation de  $0,0003 * (\text{âge} - 40)^2$  et d'une diminution de  $0,000007 * (\text{âge} - 40)^3$ . Même si les coefficients de l'équation

prédisant l'HUI3 d'après l'âge, le carré de l'âge et le cube de l'âge paraissent faibles, à mesure que l'âge augmente, les effets de ces termes deviennent assez grands, car une diminution du score HUI3 global de 0,03 ou plus est considérée comme étant cliniquement importante<sup>22,23</sup>.

Les courbes de croissance obtenues pour les hommes et les femmes vivant à domicile (modèle 1) sont relativement semblables, révélant une meilleure QVLS chez les hommes que chez les femmes avant l'âge de 74 ans, puis un renversement de cette tendance par après (tableau 2, figures 1 et 2). Une différence importante entre les hommes et les femmes est la diminution de l'HUI3 chez les femmes les plus jeunes de la cohorte. De 40 à 50 ans, le score HUI3 moyen des femmes diminue de 0,06, soit deux fois le seuil considéré comme cliniquement important. Après cette baisse initiale, la QVLS des femmes vivant à domicile demeure relativement stable jusqu'à environ 70 ans, puis diminue pour s'établir autour de 0,70 à 80 ans.

Les résultats du modèle 2, qui comprend les participants à l'enquête vivant à domicile ainsi qu'en établissement, brossent un tableau moins optimiste que ceux du modèle 1. Après 75 ans chez les hommes et après 80 ans chez les femmes, la QVLS diminue plus fortement dans le modèle 2 que dans le modèle 1. Ce résultat n'est pas étonnant, parce que le score HUI3 moyen est de 0,83 chez les membres de l'échantillon de personnes non placées en établissement, tandis qu'il est de 0,14 dans l'échantillon de personnes placées en établissement, et que le taux de placement en établissement augmente avec l'âge.

En plus des personnes vivant à domicile et en établissement, le modèle 3 comprend les participants à l'enquête décédés dans le premier cycle après leur décès, avec une valeur de 0 pour la QVLS à l'âge du décès. Ce modèle révèle une baisse lente des scores, pour passer de près de 1 à environ 0,8 chez les hommes et chez les femmes jusqu'à

peu près 70 ans, après quoi la QVLS diminue plus rapidement pour les hommes que pour les femmes. Ces résultats reflètent l'effet de la plus forte mortalité des hommes aux âges plus avancés. Le fait de tenir compte du décès a un effet important sur les courbes de croissance : chez les hommes, la QVLS est plus faible après l'âge de 60 ans quand on tient compte des personnes décédées plutôt que seulement de celles placées en établissement; chez les femmes, cette différence se dégage autour de 70 ans.

## **Discussion**

En moyenne, la QVLS demeure relativement élevée du milieu à la fin de la vie, ce qui donne à penser que la population âgée se porte bien et jouit d'une grande qualité de vie durant les années menant à l'espérance de vie normale au Canada. Ces constatations corroborent celles résultant de comparaisons internationales, qui indiquent que le classement du Canada est élevé en ce qui concerne les mesures de l'espérance de vie et de l'espérance de vie ajustée pour l'incapacité<sup>24,25</sup>.

Fait peut-être le plus important, la présente étude montre que l'exclusion des données sur les personnes placées en établissement donne une vue biaisée du processus de vieillissement, de même qu'omettre de tenir compte de la mortalité pour décrire la santé de la population<sup>12</sup>. L'inclusion des personnes âgées vivant en établissement produit des estimations moins optimistes, mais plus exactes, de la santé de la population. L'effet du décès sur la QVLS est plus important chez les hommes que chez les femmes jusqu'à un stade assez avancé de la vie, ce qui reflète la mortalité moyenne plus précoce chez les hommes et les années supplémentaires vécues avec une incapacité chez les femmes<sup>15,16</sup>. Retarder la mortalité ou réduire les problèmes de santé devrait produire des courbes qui correspondent au maintien d'un niveau plus élevé de QVLS pendant une plus grande partie de la vie. De futures études pourraient

avoir pour objectif de comparer les courbes de cohortes successives afin de déterminer si, quand on tient compte du placement en établissement et du décès, la santé de la population s'améliore effectivement.

Les résultats de la présente analyse concordent avec ceux de certaines études portant sur les trajectoires de l'autoévaluation de la santé (AES), qui ont révélé que l'AES diminue quand l'âge augmente<sup>8</sup>, mais contredisent ceux d'une étude qui montre un accroissement de l'AES aux âges plus avancés<sup>7</sup>. Les résultats de cette dernière étude reflètent vraisemblablement un « effet de survivant », en vertu duquel les personnes donnant les pires autoévaluations de leur santé meurent et sont donc éliminées de l'analyse. Même si on n'observe pas d'augmentation des scores chez les personnes plus âgées, la différence entre les modèles 1 et 3 démontre un « effet du survivant ».

Les divergences entre les résultats de la présente étude et ceux d'autres travaux pourraient refléter des différences entre la QVLS, telle qu'elle est mesurée par l'HUI3, et l'AES utilisée comme mesure de résultat. L'HUI3 (dans les autoévaluations des états de santé) et l'AES contiennent l'un et l'autre un élément de subjectivité, bien qu'à des niveaux différents. Les résultats de la présente étude soulignent qu'il importe d'éviter le biais de sélection en suivant les sujets dans les établissements de soins de santé et en incluant dans l'analyse ceux qui sont décédés durant la période de suivi.

### Limites

La présente étude est fondée sur des autoévaluations de l'état de santé qui ont été transformées en un score d'utilité de la santé déterminé d'après les préférences sociétales pour divers états de santé. Les états de santé pourraient

ne pas être déclarés exactement, et les préférences sociétales pour divers états de santé pourraient évoluer sur une longue période, comme celle de dix ans couverte par la présente étude. En outre, l'échantillon s'est érodé au cours du temps – au dernier cycle analysé, près d'un participant sur cinq avait été perdu de vue au suivi (et n'était pas décédé ni entré en établissement). Si l'état de santé du groupe de personnes perdues de vue au suivi diffère systématiquement de celui des personnes qui ont continué de participer à l'étude, les résultats pourraient présenter un biais. Toutefois, les personnes qui ont cessé de participer à l'étude étaient relativement semblables à celles qui ont continué, et elles étaient plus jeunes. Étant donné le grand nombre de personnes plus jeunes participant à l'étude, l'effet de l'érosion est vraisemblablement dilué.

Les résultats présentés ici sont descriptifs. Les modèles de courbe de croissance employés sont utiles pour décrire les tendances au cours du temps, mais ne sont peut-être pas appropriés pour les analyses visant à expliquer ces tendances. Comme l'âge a été centré sur 40 ans, l'ordonnée à l'origine est interprétée comme étant la valeur de l'HUI d'une personne de 40 ans. Pour les modèles explicatifs, d'autres méthodes de centrage de l'âge pourraient mieux convenir et rendre l'interprétation plus facile. Néanmoins, les résultats des analyses effectuées en centrant l'âge sur sa valeur moyenne (57) ne différeraient pas considérablement de ceux produits par les modèles présentés ici.

### Conclusion

Brièvement, les Canadiens sont, en moyenne, en assez bonne santé durant la transition du milieu à la fin de la vie. Bien que les courbes de QVLS soient semblables pour les hommes et les femmes, elles s'écartent quand

on tient compte du placement en établissement et des décès. De surcroît, l'omission de ces deux variables brosse le portrait d'une population en meilleure santé qu'elle ne l'est en réalité, du moins aux âges avancés.

La présente étude montre qu'il importe d'aller plus loin que les enquêtes transversales et auprès de la population à domicile pour étudier les déterminants d'un bon vieillissement. Elle montre aussi qu'il est nécessaire d'avoir accès à des données ou à des enquêtes qui englobent les résidents des établissements de santé.

Les futurs travaux de recherche devraient porter sur la variation inter-individus du vieillissement en bonne santé et mettre l'accent sur les prédicteurs d'un bon vieillissement, tel qu'il est défini par la QVLS. De tels travaux nous permettraient de mieux comprendre le vieillissement en ce qui a trait à la santé, définie de manière générale, et de découvrir par quels moyens les politiques et les programmes peuvent favoriser le vieillissement en santé. ■

### Financement et conflit d'intérêt

L'étude a été financée par la subvention AG027129 du National Institute on Aging, des National Institutes of Health. David Feeny a une participation financière dans Health Utilities Incorporated (HUInc.), Dundas (Ontario), Canada. HUInc. distribue le matériel relatif au Health Utilities Index (HUI) protégé par droits d'auteurs et offre des conseils méthodologiques concernant l'utilisation de l'HUI. Aucun paiement n'a été fait à HUInc. pour l'utilisation de l'HUI dans l'enquête d'où proviennent les données sur lesquelles s'appuie le présent rapport.

## Références

1. L. Martel et E. Malenfant, *Portrait de la population canadienne en 2006, selon l'âge et le sexe, Recensement de 2006*, Ottawa, Statistique Canada, 2008 (Statistique Canada, n° 97-551-XIF au catalogue).
2. J.F. Fries, « Aging, natural death, and the compression of morbidity », *New England Journal of Medicine*, 303, 1980, p. 130-136.
3. J.F. Fries, « The compression of morbidity: Near or far? », *Milbank Quarterly*, 67(2), 1989, p. 208-232.
4. C. Jagger, « Compression or expansion of morbidity—what does the future hold? », *Age and Ageing*, 29, 2000, p. 93-94.
5. J.B. Singer, J.B. Willett, « *Applied Longitudinal Data Analysis* », Toronto, Oxford University Press, 2003.
6. S.M. Hofer et M.J. Sliwinski, « Understanding aging: An evaluation of research designs for assessing the interdependence of ageing-related changes », *Gerontology*, 47, 2001, p. 341-352.
7. J. Liang, B.A. Shaw, N. Krause *et al.*, « How does self-assessed health change with age? A study of older adults in Japan », *Journals of Gerontology: Series B*, 60B(4), 2005, p. S224-S232.
8. M.E. McCulloch et J.-P. Laurenceau, « Gender and the natural history of self-rated health: a 59-year longitudinal study », *Health Psychology*, 23(6), 2004, p. 651-655.
9. J.-L. Tambay et G. Catlin, « Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population », *Rapports sur la santé*, 7, 1995, p. 31-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
10. G. Smith, *La population en logements collectifs au Canada de 1971 à 1991*, Ottawa, Statistique Canada, 1996 (Statistique Canada, n° 91F0015MIF1996002 au catalogue).
11. P. Diehr et D.L. Patrick, « Trajectories of health for older adults over time: Accounting fully for death », *Archives of Internal Medicine*, 139, 2003, p. 416-420.
12. P. Diehr, L.L. Johnson, D.L. Patrick et B. Psaty, « Methods for incorporating death into health-related variables in longitudinal studies », *Journal of Clinical Epidemiology*, 58, 2005, p. 1115-1124.
13. A. Bélanger, L. Martel, J.-M. Berthelot et R. Wilkins, « Gender differences in disability-free life expectancy for selected risk factors and chronic conditions in Canada », *Journal of Women and Aging*, 14(1/2), 2002, p. 61-83.
14. J. St-Arnaud, M. Beudet et P. Tully, « Espérance de vie », *Rapports sur la santé*, 17(1), 2005, p. 45-49 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
15. Statistique Canada, *Espérance de vie en fonction de la santé, à la naissance et à 65 ans, selon le sexe et le groupe de revenu, Canada et provinces, occasionnel (années), tableau CANSIM n° 101-012*, Ottawa, Statistique Canada, 2001.
16. H. Gilmour et J. Park, « Dépendance, problèmes chroniques et douleur chez les personnes âgées », *Rapports sur la santé*, 16(supplément), 2005, p. 23-34, (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
17. A.R. Rhodes, *Attrition in Longitudinal Studies Using Older Adults: A Meta-analysis*, Denton, University of North Texas, 2005.
18. D.L. Patrick et J. Erickson, *Health Status and Health Policy: Quality of Life in Health Care Evaluation and Resource Allocation*, New York, Oxford University Press, 1993.
19. D. Feeny, W. Furlong, G.W. Torrance *et al.*, « Multi-attribute and single-attribute utility functions for the Health Utilities Index Mark 3 System », *Medical Care*, 40(2), 2002, p. 113-128.
20. *Mplus 4.1 software*, Los Angeles, Muthen & Muthen, 2006.
21. 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).
22. M. Drummond, « Introducing economic and quality of life measurements into clinical studies », *Annals of Medicine*, 33(5), 2001, p. 344-349.
23. P. Grootendorst, D. Feeny et W. Furlong, « Health Utilities Index Mark 3: Evidence of construct validity for stroke and arthritis in a population health survey », *Medical Care*, 38(3), 2000, p. 290-299.
24. C.D. Mathers, R. Sadana, J.A. Salomon *et al.*, *Estimates of DALE for 191 countries: methods and results*, Genève, Organisation mondiale de la Santé, 2000.
25. Organisation mondiale de la Santé, *Rapport sur la Santé dans le monde : Annexe statistique*, Genève, Organisation mondiale de la Santé, 2006.

# Consommation de médicaments chez les Canadiens âgés

par Pamela L. Ramage-Morin

## Résumé

Selon les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997 (composante des établissements de soins de santé) et de 1998-1999 (composante des ménages), les personnes âgées sont de grands consommateurs de médicaments sur ordonnance, de médicaments en vente libre et de produits de médecine naturelle et de médecine douce. La presque totalité (97 %) des personnes âgées vivant dans des établissements de soins de santé de longue durée consommaient des médicaments (consommation de médicaments au cours des deux jours ayant précédé l'entrevue), tout comme 76 % des personnes vivant dans des ménages privés. Plus de la moitié (53 %) des personnes âgées vivant en établissement, et 13 % de celles vivant dans des ménages privés prenaient plusieurs médicaments (cinq médicaments différents ou plus en même temps). La consommation de médicaments et la prise de plusieurs médicaments étaient toutes les deux associées à la morbidité. Les médicaments pour le système nerveux, le tube digestif et le métabolisme, ainsi que le système cardiovasculaire, étaient les plus fréquemment déclarés. Chez les personnes âgées vivant en établissement, celles qui avaient la maladie d'Alzheimer étaient moins susceptibles de prendre plusieurs médicaments que celles qui n'avaient pas cette maladie.

## Mots-clés

Vieillesse, études transversales, morbidité, médicaments en vente libre, polypharmacie, médicaments sur ordonnance.

## Auteure

Pamela L. Ramage-Morin (613-951-1760; Pamela.Ramage-Morin@statcan.gc.ca) travaille à la Division de l'information et de la recherche sur la santé de Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

Les médicaments sur ordonnance, les médicaments en vente libre et les produits de médecine naturelle et de médecine douce sont largement utilisés au Canada, particulièrement par les personnes âgées. Même si les médicaments jouent un rôle important au chapitre des soins de santé et de la gestion de la maladie, leur consommation n'est pas sans risque<sup>1</sup>.

La prise de plusieurs médicaments (sur ordonnance ou en vente libre) est une préoccupation répandue en ce qui a trait à la santé des personnes âgées<sup>2-5</sup>. En 2005, les pharmaciens ont dispensé en moyenne 35 ordonnances par personne de 60 à 79 ans, et 74 ordonnances par personne de 80 ans et plus, comparativement à une moyenne globale de 14 ordonnances par Canadien<sup>6</sup>. Les personnes qui prennent plusieurs médicaments en même temps sont plus susceptibles de connaître des effets secondaires, et les personnes âgées sont particulièrement vulnérables, en raison de la comorbidité et des changements physiologiques associés à l'âge<sup>3,4,7-9</sup>.

Il existe au Canada un besoin de données sur le nombre de personnes âgées qui prennent des médicaments et chez qui il existe un risque élevé d'effets secondaires découlant de la prise de plusieurs médicaments. La

présente étude aborde ces questions à partir de données d'échantillons représentatifs au niveau national de personnes âgées vivant dans des ménages privés et dans des établissements de soins de santé de longue durée (voir *Les données*). En outre, l'étude révèle les types de médicaments les plus fréquemment déclarés et les facteurs de santé associés à la consommation de médicaments chez les personnes âgées.

## Consommation de médicaments

À peu près tous les résidents des établissements de soins de santé prenaient des médicaments : 97 % avaient pris un médicament au cours des deux derniers jours (tableau 1). De même, une grande majorité (76 %) des personnes âgées vivant dans des ménages privés avaient pris des médicaments.

## Les données

Les estimations de la consommation de médicaments chez les personnes âgées sont fondées sur les derniers cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) pour lesquels des données ont été recueillies sur la consommation de médicaments au cours des deux jours ayant précédé l'entrevue de l'enquête. Des renseignements détaillés sur l'ENSP se trouvent dans le site Web de Statistique Canada (<http://www.statcan.gc.ca>), et des descriptions du plan de sondage, de l'échantillon et des méthodes d'interview de l'enquête sont disponibles dans d'autres publications<sup>10,11</sup>.

Le *fichier des ménages* de l'ENSP vise les résidents des ménages de toutes les provinces, sauf la population des réserves indiennes, des bases des Forces canadiennes et de certaines régions éloignées. La présente analyse est fondée sur les données du cycle 3 (1998-1999). Pour ce cycle, le taux de réponse des ménages a été de 87,6 % et le taux de réponse des personnes sélectionnées, de 98,5 %. Au total, 11 % de l'échantillon des personnes âgées vivant dans les ménages (317 personnes) ont eu recours à la déclaration par personne interposée (tableau A en annexe).

Le *fichier des établissements de santé* de l'ENSP porte sur les personnes vivant dans les hôpitaux, les établissements de soins infirmiers et les établissements pour personnes handicapées. La présente analyse se fonde sur les données du cycle 2 (1996-1997), auquel le taux de réponse des établissements a été de 100 % et le taux de réponse individuel, de 89,9 %. Au total, 59 % de la population des établissements (1 013 personnes) ont eu recours à la déclaration par personne interposée. Dans 49 % des cas, la déclaration était faite par un membre de la famille de la personne et dans 10 % des cas, par un membre du personnel de l'établissement.

Le tableau A en annexe donne la répartition démographique des échantillons et des populations analysés.

Les principales variables de résultats de la présente étude sont la *consommation de médicaments* et la *prise de plusieurs médicaments*. La *consommation de médicaments* concerne les médicaments sur ordonnance et les médicaments en vente libre, y compris les produits de médecine naturelle et de médecine douce. Les résidents des ménages, qui sont habituellement interviewés par téléphone, ont dû regrouper leurs médicaments et en lire le nom sur les contenants. Dans le cas de la composante des établissements de soins de santé, un membre du personnel de l'établissement a fourni ces données. Comme les personnes âgées vivant en établissement ne peuvent habituellement pas prendre de médicaments sans prescription médicale, les médicaments déclarés auront tous été classés comme « prescrits ». *Consommateur actuel* s'entend de la personne qui a pris des médicaments au cours des deux jours ayant précédé l'entrevue.

Les termes *prise de plusieurs médicaments* et *polypharmacie* sont parfois utilisés l'un pour l'autre. Le deuxième a été défini dans la littérature en termes relatifs (par exemple, l'administration d'un nombre excessif de médicaments) ainsi qu'absolus (de deux à plus de six médicaments pris simultanément)<sup>5,12-15</sup>. On privilégie ici *prise de plusieurs médicaments*, qui, en l'occurrence, signifie la prise *actuelle* de cinq médicaments différents et plus. Le seuil de cinq est assez conservateur par rapport à d'autres seuils de définition de la polypharmacie, et il concorde avec celui d'une autre étude de Statistique Canada réalisée à partir des données de l'ENSP<sup>16</sup>.

Les participants à l'ENSP qui ont déclaré consommer des médicaments ont dû les nommer; des données ont été recueillies pour un maximum de 12 médicaments. Leur liste ayant été dressée d'après l'ordre de déclaration, ceux-ci n'ont pu être classés selon leur force ou leur importance. Ils ont été codés en utilisant l'édition canadienne du *Système de classification anatomique thérapeutique chimique (ATC)*.

L'*autoévaluation de la santé* a été déterminée grâce à la question suivante : « En général, diriez-vous que votre santé est : ... » Les cinq catégories de réponse ont été combinées en deux, une bonne/très bonne/excellente santé représentant une autoévaluation « positive » de l'état de santé, et une santé passable/mauvaise, une autoévaluation « négative » de l'état de santé.

La *douleur chronique* a été définie à partir de la réponse « Non » à la question : « Habituellement, êtes-vous sans douleurs ou malaises? »

On a déterminé la présence d'un *problème de santé chronique* en demandant aux participants à l'enquête si un médecin avait diagnostiqué chez eux un problème de santé chronique à long terme, c'est-à-dire qui avait déjà duré ou qui devait durer six mois ou plus. On leur a par la suite lu une liste de problèmes de santé, y compris l'incontinence, l'arthrite, le diabète, la maladie cardiaque, l'infarctus, la maladie d'Alzheimer ou toute autre forme de démence cérébrale, et la cataracte. Dans le cas de la population en établissement, *incontinence* s'entend de l'incontinence urinaire et intestinale, alors que pour la population à domicile, elle se limite à l'incontinence urinaire. Une liste exhaustive des problèmes de santé chroniques a servi à estimer le *nombre total de problèmes de santé chroniques* de chaque participant à l'enquête (tableau B en annexe). On a réparti les résultats selon trois catégories possibles : aucun ou 1, 2 et 3 et plus.

L'analyse est fondée sur des échantillons indépendants de ménages et d'établissements. Les données ont été pondérées pour prendre en compte les répartitions selon l'âge et le sexe de chacune des populations cibles. Des fréquences pondérées et des totalisations croisées ont servi à estimer la proportion de personnes ayant consommé des médicaments ou pris plusieurs médicaments au cours des deux derniers jours, selon certaines caractéristiques. On a utilisé la régression logistique pour modéliser les associations entre les indicateurs de mauvaise santé (douleur chronique et nombre de problèmes de santé chroniques) et la prise de plusieurs médicaments, tout en neutralisant les effets du sexe, de l'âge, du niveau de scolarité et de la déclaration par personne interposée. Afin de tenir compte des effets du plan de sondage, on a estimé les erreurs-types et les coefficients de variation au moyen de la technique du *bootstrap*<sup>17-19</sup>.

La présente étude comporte un certain nombre de limites. Les données pour les établissements sont tirées de l'ENSP de 1996-1997, tandis que celles se rapportant aux ménages proviennent de l'ENSP de 1998-1999. Ces cycles de l'enquête fournissent les données les plus récentes sur la prise de plusieurs médicaments. Le nombre de problèmes de santé chroniques peut varier selon qu'il s'agit des participants dans les ménages ou les établissements, en partie parce que les listes des problèmes de santé variaient elles aussi d'un cycle à l'autre (tableau B en annexe). Par ailleurs, les problèmes de santé chroniques ont été autodéclarés et n'ont été vérifiés par aucune autre source.

Les participants à l'enquête qui ont déclaré avoir pris des médicaments au cours des deux derniers jours pouvaient en nommer jusqu'à 12 différents. Or, 7 enregistrements sur 2 851 dans le cas des ménages et 27 enregistrements sur 1 711 dans celui des établissements en indiquaient plus de 12. En revanche, les données sur le nombre de médicaments différents pris au cours des deux derniers jours manquaient dans 18 et 73 cas, respectivement.

Il est possible que les participants à l'enquête n'aient pas considéré comme des médicaments certains produits en vente libre, par exemple, les vitamines et les produits naturels ou à base de plantes médicinales, de sorte que le nombre véritable de médicaments peut avoir été sous-estimé.

Une part importante des sujets — 11 % dans le cas des ménages et 59 % dans celui des établissements — ont eu recours à la déclaration par personne interposée. Toutefois, le fait d'exclure ces personnes (comptant parmi les personnes âgées les plus malades ou ayant les plus grandes déficiences cognitives) aurait introduit un biais dans les données.

**Tableau 1**

**Pourcentage de personnes ayant consommé des médicaments et ayant pris plusieurs médicaments au cours des deux derniers jours, selon certaines caractéristiques, population à domicile et population en établissement de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999 (ménages) et 1996-1997 (établissements)**

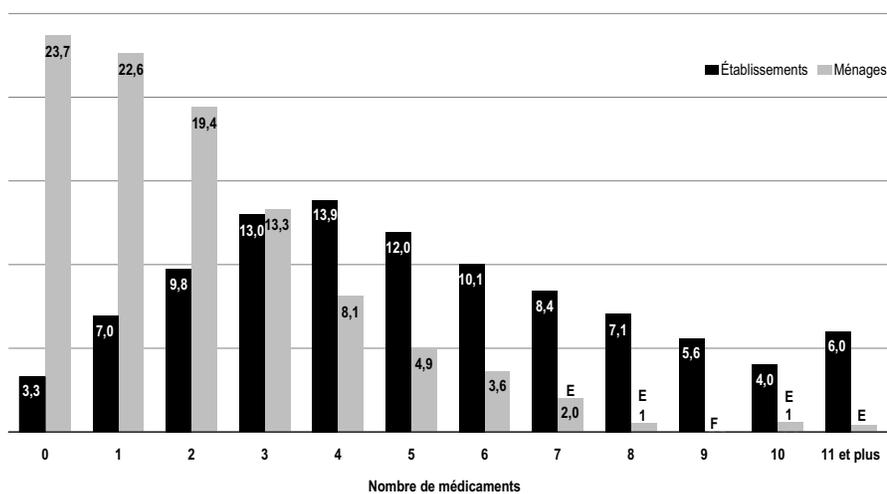
	Consommation de médicaments						Prise de plusieurs médicaments					
	Ménages			Établissements			Ménages			Établissements		
	Pourcentage	Intervalle de confiance de 95 %		Pourcentage	Intervalle de confiance de 95 %		Pourcentage	Intervalle de confiance de 95 %		Pourcentage	Intervalle de confiance de 95 %	
		de	à		de	à		de	à		de	à
<b>Total</b>	<b>76,3</b>	<b>74,2</b>	<b>78,4</b>	<b>96,7</b>	<b>95,8</b>	<b>97,6</b>	<b>12,8</b>	<b>11,0</b>	<b>14,7</b>	<b>53,1</b>	<b>49,7</b>	<b>56,5</b>
<b>Sexe</b>												
Hommes	71,9*	68,8	74,9	96,5	94,9	98,1	11,6	9,2	14,0	51,3	45,9	56,7
Femmes†	79,7	77,0	82,4	96,8	95,7	97,8	13,8	11,5	16,2	53,8	49,8	57,8
<b>Groupe d'âge</b>												
65 à 74†	73,4	70,4	76,3	97,2	95,3	99,2	10,5	8,5	12,5	52,6	45,8	59,5
75 à 84	80,8*	77,4	84,2	96,9	95,3	98,4	16,3*	13,3	19,4	56,9	51,9	61,9
85 et plus	77,9	71,2	84,5	96,4	95,2	97,6	14,4 <sup>E</sup>	7,3	21,5	50,7	46,3	55,1
<b>Scolarité</b>												
Pas de diplôme d'études secondaires†	76,9	74,1	79,8	96,7	95,6	97,7	14,2	11,6	16,7	54,5	50,6	58,5
Au moins un diplôme d'études secondaires	75,7	72,7	78,7	97,0	95,5	98,5	11,6	9,4	13,8	51,1	44,9	57,2
<b>Déclaration par personne interposée</b>												
Oui	75,8	69,7	81,9	96,8	95,6	97,9	14,4	9,8	19,1	45,4*	41,0	49,8
Non†	76,4	74,2	78,5	96,6	95,2	98,0	12,6	10,6	14,5	64,9	60,3	69,5

† catégorie de référence

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

Source : Enquête nationale sur la santé de la population, fichiers transversaux, 1998-1999 (ménages) et 1996-1997 (établissements).

**Figure 1**  
**Pourcentage de personnes ayant consommé des médicaments au cours des deux derniers jours, selon le nombre de médicaments, population à domicile et population en établissement de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999 (ménages) et 1996-1997 (établissements)**



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

<sup>F</sup> trop peu fiable pour être publié (coefficient de variation de plus de 33,3 %)

Source : Enquête nationale sur la santé de la population, fichiers transversaux, 1998-1999 (ménages) et 1996-1997 (établissements).

Parmi la population à domicile, les femmes étaient plus susceptibles que les hommes d'avoir pris des médicaments au cours des deux derniers jours, et les personnes de 75 à 84 ans étaient plus susceptibles d'en avoir pris que celles de 65 à 74 ans. Les différences selon le niveau de scolarité ou la déclaration par personne interposée n'étaient pas évidentes.

Dans le cas des personnes âgées vivant en établissement, la probabilité de prendre des médicaments ne différait pas selon le sexe, le groupe d'âge, le niveau de scolarité ou la réponse par personne interposée.

### Prise de plusieurs médicaments

Au total, 53 % des personnes âgées vivant dans des établissements de soins de santé et 13 % de celles vivant dans des ménages privés (tableau 1, figure 1) ont indiqué avoir pris plusieurs médicaments (cinq médicaments

différents et plus au cours des deux derniers jours). La probabilité de prendre plusieurs médicaments ne différerait pas selon le sexe, peu importe si les personnes vivaient dans des ménages privés ou dans des établissements.

Ce n'est que parmi les résidents des ménages que l'on a noté une différence selon le groupe d'âge, ceux de 75 à 84 ans étant plus susceptibles de prendre plusieurs médicaments que les plus jeunes (16 % comparativement à 11 %). Dans le cas des personnes âgées vivant

en établissement, celles qui ont fourni leur réponse par personne interposée étaient significativement moins susceptibles de déclarer prendre plusieurs médicaments (45 %) que celles ayant répondu en leur propre nom (65 %).

**Tableau 2**

**Pourcentage de personnes ayant consommé des médicaments et ayant pris plusieurs médicaments au cours des deux derniers jours, selon l'autoévaluation de l'état de santé, la douleur chronique et d'autres problèmes de santé chroniques, population à domicile et population en établissement de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999 (ménages) et 1996-1997 (établissements)**

	Consommation de médicaments						Prise de plusieurs médicaments					
	Ménages			Établissements			Ménages			Établissements		
	Pourcentage	Intervalle de confiance de 95 %		Pourcentage	Intervalle de confiance de 95 %		Pourcentage	Intervalle de confiance de 95 %		Pourcentage	Intervalle de confiance de 95 %	
de		à	de		à	de		à	de		à	
<b>Total</b>	<b>76,3</b>	<b>74,2</b>	<b>78,4</b>	<b>96,7</b>	<b>95,8</b>	<b>97,6</b>	<b>12,8</b>	<b>11,0</b>	<b>14,7</b>	<b>53,1</b>	<b>49,7</b>	<b>56,5</b>
<b>Mauvais état de santé autoévalué</b>												
Oui	91,1*	88,2	94,0	97,5	96,5	98,5	32,2*	27,3	37,2	58,8*	54,6	63,0
Non†	71,9	69,5	74,4	95,6	93,9	97,3	7,1	5,7	8,5	45,6	40,9	50,3
<b>Douleur chronique</b>												
Oui	89,0*	85,9	92,1	97,9*	96,8	98,9	23,6*	19,0	28,2	66,6*	61,4	71,8
Non†	71,7	69,3	74,2	96,2	94,9	97,4	8,9	7,2	10,6	45,8	41,5	50,0
<b>Incontinence</b>												
Oui	87,5*	81,8	93,3	97,0	95,8	98,2	26,6*	19,0	34,3	52,5	48,6	56,4
Non†	75,4	73,2	77,5	96,3	94,8	97,7	11,7	9,8	13,7	54,0	49,2	58,7
<b>Arthrite</b>												
Oui	84,7*	82,2	87,3	97,3	96,0	98,7	18,8*	15,8	21,9	62,2*	58,6	65,9
Non†	69,4	66,6	72,3	96,1	94,9	97,4	8,0	6,1	9,9	45,3	40,9	49,6
<b>Diabète</b>												
Oui	92,8*	89,3	96,4	100,0*	100,0	100,0	31,6*	24,4	38,8	74,6*	69,7	79,5
Non†	74,2	71,9	76,5	96,1	95,1	97,1	10,4	8,8	12,1	49,3	45,6	53,1
<b>Maladie cardiaque</b>												
Oui	97,9*	96,6	99,2	98,3*	96,7	99,9	37,1*	31,3	42,9	67,7*	62,7	72,7
Non†	71,8	69,4	74,2	96,1	95,0	97,2	7,8	6,3	9,3	47,7	43,6	51,9
<b>Infarctus</b>												
Oui	93,4*	87,6	99,3	99,0*	98,0	100,0	30,6*E	20,5	40,7	61,5*	56,7	66,2
Non†	75,5	73,3	77,7	96,0	94,9	97,1	12,0	10,2	13,8	50,6	46,6	54,5
<b>Maladie d'Alzheimer ou autre forme de démence cérébrale</b>												
Oui	87,1	75,1	99,0	96,0	94,4	97,5	33,7*E	14,4	53,1	39,7*	34,9	44,4
Non†	76,2	74,1	78,3	97,2	96,2	98,1	12,6	10,8	14,4	61,7	58,0	65,3
<b>Cataracte</b>												
Oui	85,4*	81,3	89,5	96,4	94,8	98,0	17,0*	12,8	21,3	57,4*	51,8	63,0
Non†	74,3	72,0	76,6	96,8	95,9	97,8	11,9	10,0	13,8	51,3	47,8	54,8
<b>Nombre de problèmes de santé chroniques</b>												
Aucun ou un†	57,5	54,0	61,0	93,4	90,8	96,6	2,4 <sup>E</sup>	1,3	3,4	43,0	35,7	50,4
Deux	85,0*	81,5	88,5	94,9	91,7	98,2	8,2*E	5,6	10,9	38,2	31,0	45,5
Trois et plus	93,9*‡	91,9	95,8	97,9*	97,0	98,8	29,7*‡	25,6	33,8	58,6*‡	55,0	62,3

† catégorie de référence

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

‡ valeur significativement différente de l'estimation observée pour deux problèmes de santé chroniques ( $p < 0,05$ )

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

**Nota :** L'« incontinence » comprend l'incontinence urinaire et intestinale pour la population vivant en établissement, mais se limite à l'incontinence urinaire pour la population à domicile.

**Source :** Enquête nationale sur la santé de la population, fichiers transversaux, 1998-1999 (ménages) et 1996-1997 (établissements).

La consommation de médicaments, y compris la prise de plusieurs médicaments, avait tendance à être associée positivement à des indicateurs de mauvaise santé. Par exemple, les personnes âgées qui évaluaient leur état de santé général comme mauvais étaient plus susceptibles d'avoir pris cinq médicaments différents ou plus au cours des deux derniers jours que celles qui étaient en meilleure santé (tableau 2). De même, le nombre de problèmes de santé chroniques déclarés, la présence de douleur chronique et des problèmes de santé chroniques particuliers étaient associés à la prise de médicaments (tableau 2). Même lorsque le sexe, l'âge, le niveau de scolarité et la déclaration par personne interposée étaient pris en compte, la présence de douleur chronique et un plus grand nombre de problèmes de santé chroniques étaient chacun associés de façon indépendante à une cote plus élevée exprimant la possibilité de prendre plusieurs médicaments dans le modèle entièrement contrôlé (tableau 3).

Une exception digne de mention aux associations positives entre les problèmes de santé chroniques et la prise de médicaments a été notée chez les personnes âgées vivant en établissement qui avaient la maladie d'Alzheimer ou une autre forme de démence cérébrale (tableau 2). Ces personnes étaient moins susceptibles de prendre plusieurs médicaments que les personnes âgées vivant en établissement qui ne souffraient pas de cette maladie : 40 % comparativement à 62 %. Cela représente l'inverse de l'association pour les personnes âgées vivant dans des ménages, chez qui une proportion plus élevée de personnes ayant la maladie d'Alzheimer ont déclaré prendre plusieurs médicaments (34 %), par rapport aux personnes n'ayant pas cette maladie (13 %). Parmi les personnes âgées vivant en établissement, la moyenne d'âge de celles qui avaient ou qui n'avaient pas la maladie d'Alzheimer ne différait pas, même

**Tableau 3**  
**Rapports de cotes corrigés reliant la prise de plusieurs médicaments à certaines caractéristiques, population à domicile et population en établissement de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999 (ménages) et 1996-1997 (établissements)**

	Prise de plusieurs médicaments					
	Ménages			Établissements		
	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 % de à		Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 % de à	
<b>Indicateurs d'une mauvaise santé</b>						
<b>Douleur chronique</b>						
Oui	1,8*	1,3	2,4	2,1*	1,5	3,0
Non†	1,0	...	...	1,0	...	...
<b>Nombre de problèmes de santé chroniques</b>						
Aucun ou un†	1,0	...	...	1,0	...	...
Deux	3,4*	1,9	6,0	0,9	0,6	1,4
Trois et plus	14,8*	8,8	24,9	2,3*	1,5	3,4
<b>Caractéristiques sociodémographiques</b>						
<b>Sexe</b>						
Hommes	1,1	0,8	1,5	0,9	0,7	1,2
Femmes†	1,0	...	...	1,0	...	...
<b>Âge (continu)</b>						
	1,0	0,99	1,04	0,99	0,97	1,00
<b>Scolarité</b>						
Pas de diplôme d'études secondaires†	1,0	...	...	1,0	...	...
Diplôme d'études secondaires	0,9	0,7	1,3	0,9	0,7	1,2
<b>Déclaration par personne interposée</b>						
Oui	1,4	0,8	2,2	0,4*	0,3	0,6
Non†	1,0	...	...	1,0	...	...
<b>Information sur le modèle</b>						
Taille de l'échantillon	2 820			1 364		
Echantillon de personnes prenant plusieurs médicaments	365			747		
Enregistrements supprimés en raison de valeurs manquantes	31			347		

... n'ayant pas lieu de figurer

† catégorie de référence

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

Source : Enquête nationale sur la santé de la population, fichiers transversaux, 1998-1999 (ménages) et 1996-1997 (établissements).

si les personnes souffrant de la maladie d'Alzheimer déclaraient en moyenne un plus grand nombre de problèmes de santé chroniques (4,3 comparativement à 3,4). En dépit de la tendance vers un plus grand nombre de problèmes de santé chroniques, les personnes âgées vivant en établissement et ayant la maladie d'Alzheimer étaient moins susceptibles d'avoir de la douleur chronique (28 % comparativement à 44 %) et moins susceptibles de prendre des médicaments contre la douleur (44 % comparativement à 58 %), et elles prenaient en moyenne un moins

grand nombre de médicaments dans l'ensemble que les personnes âgées vivant en établissement qui n'avaient pas la maladie d'Alzheimer ou une autre forme de démence cérébrale (4,4 médicaments comparativement à 5,9).

### Types de médicaments

Les médicaments les plus fréquemment déclarés par les personnes âgées étaient ceux agissant sur le système nerveux, le tube digestif et le métabolisme, ainsi

**Tableau 4**

**Prévalence du type de médicament pris au cours des deux derniers jours, selon le système anatomique et la sous-catégorie, population à domicile et population en établissement de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999 (ménages) et 1996-1997 (établissements)**

Système anatomique <sup>†</sup>	Sous-catégorie <sup>‡</sup>	Ménages		Établissements	
		Population estimée	Prévalence	Population estimée	Prévalence
		en milliers	%	en milliers	%
<b>Système nerveux</b>		<b>1 222</b>	<b>36,6</b>	<b>138</b>	<b>78,3</b>
	Analgésiques	939	76,9	88	64,3
	Psycholeptiques	276	22,6	76	55,3
	Psychoanaleptiques	131	10,7	34	24,4
	Médicaments contre la maladie de Parkinson	25 <sup>E</sup>	2,1 <sup>E</sup>	20	14,8
	Antiépileptiques	65 <sup>E</sup>	5,3 <sup>E</sup>	16	11,6
<b>Tube digestif/métabolisme</b>		<b>781</b>	<b>23,5</b>	<b>124</b>	<b>70,8</b>
	Laxatifs	74 <sup>E</sup>	9,5 <sup>E</sup>	78	62,5
	Antiacides, médicaments contre les ulcères gastroduodénaux/la flatulence	311	39,8	42	33,7
	Suppléments minéraux	123	15,7	22	17,8
	Vitamines	95	12,2	22	17,5
	Médicaments contre le diabète	269	34,4	19	14,9
<b>Système cardiovasculaire</b>		<b>1 455</b>	<b>43,5</b>	<b>96</b>	<b>54,9</b>
	Diurétiques	536	36,9	56	58,3
	Médicament en cardiologie	289	19,9	37	39,0
	Antihypertenseurs	653	44,9	29	30,6
	Inhibiteurs calciques	330	22,7	21	21,5
	Bêta-bloquants	377	25,9	9	9,5

<sup>†</sup> pourcentage fondé sur tous les participants à l'enquête qui ont indiqué avoir pris au moins un médicament au cours des deux derniers jours

<sup>‡</sup> pourcentage fondé sur tous les participants à l'enquête qui ont déclaré avoir pris des médicaments destinés à un système anatomique particulier au cours des deux derniers jours

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

**Nota :** L'« incontinence » comprend l'incontinence urinaire et intestinale pour la population vivant en établissement, mais se limite à l'incontinence urinaire pour la population à domicile.

**Source :** Enquête nationale sur la santé de la population, fichiers transversaux, 1998-1999 (ménages) et 1996-1997 (établissements).

que le système cardiovasculaire (tableau 4).

Près de quatre personnes âgées sur cinq vivant en établissement (78 %) et 37 % de celles vivant dans des ménages prenaient des médicaments pour le système nerveux. Parmi ces médicaments, les analgésiques étaient les plus répandus, suivis par les psycholeptiques, y compris les antipsychotiques, les anxiolytiques, les hypnotiques et les sédatifs.

Les médicaments destinés à traiter les problèmes de tube digestif et de métabolisme étaient pris par 71 % des personnes âgées vivant en établissement et 23 % des personnes âgées vivant dans des ménages. Parmi ces

médicaments, les laxatifs étaient couramment déclarés pour les personnes âgées vivant en établissement (62 %), suivis par les antiacides et les médicaments pour le traitement des ulcères gastroduodénaux et la flatulence (34 %). Dans le cas des personnes âgées vivant dans des ménages, les médicaments contre les ulcères gastroduodénaux et la flatulence étaient les plus répandus (40 %), suivis par les médicaments contre le diabète (34 %), mais les laxatifs étaient rarement déclarés (9 %).

Plus de la moitié (55 %) des personnes âgées vivant en établissement et 44 % de celles vivant dans des ménages ont déclaré prendre des

médicaments contre les maladies cardiovasculaires. Ce groupe de médicaments est constitué des diurétiques, des médicaments en cardiologie, des antihypertenseurs, des inhibiteurs calciques et des bêta-bloquants. Les diurétiques étaient plus couramment déclarés par les personnes âgées vivant en établissement et les antihypertenseurs prédominaient chez les personnes âgées vivant dans des ménages privés.

## Conclusion

Il s'agit de la première étude basée sur la population à l'échelle du pays qui sert à produire des repères concernant la consommation de médicaments et la prise de plusieurs médicaments chez toutes les personnes âgées au Canada, non seulement dans les ménages privés, mais aussi dans les établissements de soins de santé de longue durée. Le processus rigoureux de collecte des données sur les médicaments réduit les possibilités de biais de remémoration : les résidents des ménages ont dû lire le nom de leurs médicaments à l'intervieweur; les membres du personnel ont fourni les données pour les participants à l'enquête vivant en établissement. Cette approche comporte un avantage par rapport à certaines données administratives, lorsqu'il y a divergence entre les médicaments prescrits et ceux pris réellement.

La consommation de médicaments est répandue chez les personnes âgées – presque toutes les personnes âgées vivant en établissement et plus des trois quarts de celles vivant dans des ménages ont déclaré avoir pris au moins un médicament au cours des deux derniers jours. La prise concurrente de cinq médicaments et plus a été déclarée par 53 % des personnes âgées en établissement et 13 % des personnes âgées des ménages. Cela représente plus d'un demi-million de personnes âgées qui prennent plusieurs médicaments en même temps, soit environ 94 000 dans les établissements et 445 000 dans les ménages.

Même si la consommation de médicaments était généralement associée à la morbidité, la présente étude a fait état de la situation particulière des personnes âgées vivant en établissement et ayant la maladie d'Alzheimer ou une autre forme de démence cérébrale. Ces personnes avaient tendance à avoir davantage de problèmes de santé chroniques que les personnes âgées vivant en établissement qui n'avaient pas la maladie d'Alzheimer, mais elles étaient moins

susceptibles de déclarer de la douleur, d'avoir pris des médicaments contre la douleur ou de prendre plusieurs médicaments. Ces résultats sont conformes à ceux des études antérieures qui laissent supposer que des niveaux plus élevés de déficience cognitive sont associés à des douleurs non diagnostiquées et au sous-traitement qui en découle<sup>20-23</sup>.

Enfin les personnes prennent plusieurs médicaments en même temps

pour de nombreuses raisons, y compris la comorbidité, les ordonnances délivrées par plus d'un médecin, les ordonnances inappropriées, l'accès à différentes pharmacies, ainsi que l'automédication au moyen de médicaments en vente libre et de produits de médecine douce<sup>4,5,24,25</sup>. Peu importe la raison, les personnes qui prennent plusieurs médicaments ont un risque plus élevé d'éprouver des effets secondaires. ■

## Références

1. P.A. Routledge, M.S. O'Mahony et K.W. Woodhouse, « Adverse drug reactions in elderly patients », *British Journal of Clinical Pharmacology*, 57(2), 2003, p. 121-126.
2. B.J. Courtman et S.B. Stallings, « Characterization of drug-related problems in elderly patients on admission to a medical ward », *The Canadian Journal of Hospital Pharmacy*, 48(3), 1995, p. 161-166.
3. R.B. Patel, « Polypharmacy and the elderly », *Journal of Infusion Nursing*, 26(3), 2003, p. 166-169.
4. J. Wooten et J. Galavis, « Polypharmacy: keeping the elderly safe », *RN*, 68(8), 2005, p. 44-50.
5. J. Hippisley-Cox, M. Pringle et R. Ryan, « Polypharmacy in the elderly: Analysis of QRESEARCH data », QRESEARCH 2007, disponible à l'adresse [www.qresearch.org](http://www.qresearch.org) (document consulté le 16 janvier 2008).
6. IMS Health, *Canada Rx Report 2005*, Table 3: Retail prescriptions dispensed in Canada per capita by age, 2005. Personal contact: Christine D. Albino, senior analyst, [calbino@ca.imshealth.com](mailto:calbino@ca.imshealth.com).
7. S. Brazeau, « Polypharmacy and the elderly », *The Canadian Journal of CME*, août 2001, disponible à l'adresse [www.stacommunications.com/journals/cme/images/cmepdf/august01/polypharmacyapvd.pdf](http://www.stacommunications.com/journals/cme/images/cmepdf/august01/polypharmacyapvd.pdf) (document consulté le 16 janvier 2008).
8. C.M. Williams, « Using medications appropriately in older adults », *American Family Physician*, 66(10), 2002, p. 1917-1924.
9. « Drug treatment », dans AKNER, G. et L. Boréus. *Geriatric Care and Treatment: A systematic compilation of existing scientific literature*, Stockholm(?), The Swedish Council on Technology Assessment in Health Care, 2003.
10. L. Swain, G. Catlin et M.P. Beaudet, « Enquête nationale sur la santé de la population—une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
11. 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).
12. Centre de l'OMS pour le développement sanitaire=WHO Centre for Health Development, *Ageing and Health Technical Report, Volume 5: A Glossary of Terms for Community Health Care and Services for Older Persons*, 2004, disponible à l'adresse [http://whqlibdoc.who.int/wkc/2004/WHO\\_WKC\\_Tech.Ser.\\_04.2.pdf](http://whqlibdoc.who.int/wkc/2004/WHO_WKC_Tech.Ser._04.2.pdf) (document consulté le 24 juin 2008).
13. S.C. Frazier, « Health outcomes and Polypharmacy in elderly individuals: an integrated literature review », *Journal of Gerontological Nursing*, 31(9), 2005, p. 4-11.
14. D.J. Woods, T. Walker et S. Ross, *Problems with Polypharmacy: Focus on the Elderly at Risk*, Dunedin, New Zealand, Best Practice Advocacy Centre, 2006, disponible à l'adresse [http://cap.org.nz/News/polypharmacy\\_carib.pdf](http://cap.org.nz/News/polypharmacy_carib.pdf) (document consulté le 24 juin 2008).
15. K.H. Lococo et L. Staplin, *Literature Review of Polypharmacy and Older Drivers: Identifying Strategies to Collect Drug Usage and Driving Functioning among Older Drivers*, (Report No. DOT HS 810 558), [s. l.], U.S. Department of Transportation, National Highway Traffic Safety Administration, 2006.
16. W. Millar, « La polymédication chez les personnes âgées », *Rapports sur la santé*, 9(4), 1998, p. 11-18 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
17. 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).
18. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5(3), 1996, p. 281-310.

19. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap variance estimation for the National Population Health Survey », *Proceedings of the Annual Meeting of the American Statistical Association, Survey Research Methods Section*, Baltimore, Maryland, août 1999.
20. C. Victorino, C. Maxwell et D. Hogan, « The prevalence and pharmacological management of pain among older home care clients », *Senior Care Canada*, disponible à l'adresse <http://seniorcarecanada.com/articles/2003/q4/pain.management/> (document consulté le 1<sup>er</sup> octobre 2008).
21. W.R. Proctor et J.P. Hirdes, « Pain and cognitive status among nursing home residents in Canada », *Pain Research and Management*, 6(3), 2001, p. 119-125.
22. R.S. Morrison et A.L. Siu, « A comparison of pain and its treatment in advanced dementia and cognitively intact patients with hip fracture », *Journal of Pain and Symptom Management*, 19(4), 2000, p. 240-248.
23. E.A. Sengstaken et S.A. King, « The problems of pain and its detection among geriatric nursing home residents », *Journal of the American Geriatric Society*, 41(5), 1993, p. 541-544.
24. A. Fugh-Berman, « Herb-drug interactions », *Lancet*, 355(9198), 2000, p. 134-138.
25. B. Roehl, A. Talati et S. Parks, « Medication prescribing for older adults », *Annals of Long-term Care*, 14(6), 2006, p. 33-39.

**Tableau A**  
**Taille de l'échantillon, population estimée et prévalence de certaines caractéristiques, population à domicile et population en établissement de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999 (ménages) et 1996-1997 (établissements)**

	Ménages			Établissements		
	Taille de l'échantillon	Population estimée	Prévalence	Taille de l'échantillon	Population estimée	Prévalence
		en milliers	%		en milliers	%
<b>Total</b>	<b>2 851</b>	<b>3 488</b>	<b>100,0</b>	<b>1 711</b>	<b>185</b>	<b>100,0</b>
<b>Sexe</b>						
Hommes	1 108	1 518	43,5	457	50	27,2
Femmes	1 743	1 970	56,5	1 254	135	72,8
<b>Groupe d'âge</b>						
65 à 74	1 539	1 999	57,3	261	28	15,2
75 à 84	1 037	1 222	35,0	603	64	34,8
85 et plus	275	266	7,6	847	93	50,0
<b>Scolarité</b>						
Pas de diplôme d'études secondaires	1 473	1 748	50,2	1 104	120	69,7
Au moins un diplôme d'études secondaires	1 374	1 734	49,8	481	52	30,3
<b>Déclaration par personne interposée</b>						
Oui	317	522	15,0	1 013	111	60,0
Non	2 534	2 966	85,0	698	74	40,0
<b>Consommation actuelle de médicaments</b>						
Oui	2 181	2 642	76,3	1 582	171	96,7
Non	652	821	23,7	56	6	3,3
<b>Prise de plusieurs médicaments</b>						
Oui	367	445	12,8	876	94	53,1
Non	2 466	3 018	87,2	762	83	46,9

**Nota :** Des valeurs étant manquantes pour certaines variables, la somme des données peut ne pas correspondre aux totaux indiqués.

**Source :** Enquête nationale sur la santé de la population, fichiers transversaux, 1998-1999 (ménages) et 1996-1997 (établissements).

**Tableau B**  
**Problèmes de santé chroniques utilisés pour estimer le nombre total de problèmes de santé chroniques pour les composantes des ménages et des établissements de santé de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1998-1999 (ménages) et 1996-1997 (établissements)**

	Ménages	Établissements
Asthme	✓	✓
Arthrite ou rhumatisme	✓	✓
Maux de dos autres que ceux dus à l'arthrite	✓	...
Hypertension	✓	✓
Bronchite chronique ou emphysème	✓	✓
Diabète	✓	✓
Épilepsie	✓	✓
Maladie cardiaque	✓	✓
Cancer	✓	...
Ulcères à l'estomac ou à l'intestin	✓	✓
Troubles dus à un accident vasculaire cérébral	✓	✓
Incontinence urinaire	✓	✓
Difficulté à contrôler l'intestin	...	✓
Troubles intestinaux/maladie de Crohn ou colite	✓	✓
Maladie d'Alzheimer ou toute autre forme de démence cérébrale	✓	✓
Cataracte	✓	✓
Glaucome	✓	✓
Problème de la thyroïde	✓	✓
Paralysie partielle ou complète	...	✓
Ostéoporose ou fragilité osseuse	...	✓
Insuffisance rénale ou maladie du rein	...	✓
Autres problèmes de santé chroniques	✓	✓

... n'ayant pas lieu de figurer

**Nota :** Dans le cas des établissements de santé, la « difficulté à contrôler l'intestin » et/ou l'incontinence urinaire ont été comptées comme un problème de santé chronique.

**Source :** Enquête nationale sur la santé de la population, fichiers transversaux, 1998-1999 (ménages) et 1996-1997 (établissements).

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



# Évaluation de la couverture des données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes couplées aux dossiers de malades hospitalisés

par Michelle Rotermann

## Résumé

### Contexte

L'évaluation de la couverture réalisée grâce au couplage de données administratives recueillies régulièrement par les hôpitaux et de données d'enquête est une importante activité préparatoire aux analyses fondées sur le fichier couplé.

### Données et méthodes

Afin d'évaluer la couverture du couplage des données du cycle 1.1 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) et de données sur des malades hospitalisés (Information-santé orientée vers la personne, ou ISOP), le nombre de personnes admises à l'hôpital selon l'ISOP a été comparé à l'estimation pondérée des répondants de l'ESCC qui ont pu être couplés aux données de l'ISOP. Les écarts entre l'ISOP et l'estimation couplée et pondérée de l'ESCC a révélé l'échec du couplage ou une couverture insuffisante.

### Résultats

Selon l'ISOP, 1 572 343 personnes (hors du Québec) âgées de 12 ans et plus ont été hospitalisées de septembre 2000 à la fin novembre 2001. Les estimations pondérées tirées de l'ESCC, rajustées pour tenir compte du consentement au couplage et de numéros d'assurance-maladie vraisemblables, étaient inférieures de 7,7 % aux données de l'ISOP. Les taux de couverture des hommes et des femmes étaient comparables. De plus, les taux provinciaux ne différaient pas de ceux des autres régions du Canada, quoique les territoires aient affiché des différences. Les taux de couverture étaient sensiblement plus faibles dans la tranche des 75 ans et plus qu'ils ne l'étaient parmi les personnes âgées de 12 à 74 ans.

### Mots-clés

Couverture, collecte de données, bases de données, enquêtes sur la santé, dossiers d'hôpital, malades hospitalisés, dossiers médicaux, couplage probabiliste.

### Auteur

Michelle Rotermann (1-613-951-3166; Michelle.Roterman@statcan.gc.ca) travaille à la Division de l'information et de la recherche sur la santé, à Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

Le couplage d'enregistrements est utilisé dans les études sur la santé pour recueillir de l'information complète, combler des écarts dans des ensembles de données actuelles ou améliorer la qualité des données<sup>1,2</sup>. Notamment, grâce à la confirmation du décès de participants à des enquêtes, aux cohortes visées par des études, ou aux sources de données administratives, tels les dossiers de malades hospitalisés, il a été possible d'étudier les rapports entre le décès et des facteurs comme le mode de vie, la profession, les modalités de traitement, les antécédents médicaux et la géographie<sup>3-20</sup>.

Dans la même optique, le couplage d'enregistrements de naissances et de mortinaissances et d'enregistrements de décès ou d'hospitalisations a permis d'étudier la morbidité et la mortalité des mères, des fœtus et des nourrissons selon les caractéristiques de la mère et du nourrisson<sup>21-24</sup>. La technique sert également à valider de l'information autodéclarée<sup>25,26</sup>, à décrire les caractéristiques d'enregistrements non appariés<sup>27</sup>, à évaluer la comparabilité ou la qualité de fichiers de données générées par des méthodes de couplage probabiliste et déterministe<sup>28</sup>, à réduire

la sous-détermination de la prévalence de maladies<sup>29</sup> et à contrôler le rendement du système de santé<sup>30,31</sup>. En l'absence de registres de maladies, le couplage d'enregistrements constitue un moyen économique et efficace de surveiller l'incidence et la prévalence de celles-ci<sup>32-35</sup>.

La présente étude a été motivée par la nécessité d'évaluer la couverture du couplage de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) et de l'Information-santé orientée vers la personne (ISOP), une base de données administrative de

*dossiers d'hôpital*. La recherche initiale sur le taux de couplage de l'ESCC et de l'ISOP a consisté à estimer la part des participants à l'ESCC qui avaient été hospitalisés entre 1994-1995 et 2004-2005, mais il reste à évaluer la couverture du fichier couplé<sup>36</sup>. L'évaluation de la couverture est indispensable si le fichier couplé doit servir à la recherche épidémiologique. Il importe de déterminer si les conclusions seront biaisées, à savoir si les participants qui possèdent certaines caractéristiques sont plus susceptibles d'être couplés que ceux qui ne les possèdent pas.

L'ISOP et l'ESCC sont des sources de données complémentaires. L'ISOP ne renferme pas de renseignements sur les déterminants non médicaux de la santé, comme les facteurs socioéconomiques et les facteurs liés au mode de vie. Ainsi, les dossiers d'hôpital ne renseignent aucunement sur l'usage du tabac ou l'indice de masse corporelle (IMC), deux facteurs de risque importants. En revanche, l'ESCC est riche en information sur l'état de santé et les déterminants de la santé, mais pauvre en détails nécessaires à l'étude de l'hospitalisation. La fonte de l'ISOP et de l'ESCC réduit bon nombre des limites de chaque source et facilite dès lors une compréhension approfondie des raisons pour lesquelles les Canadiens sont mis en contact avec le système de soins de santé et de leurs résultats lorsqu'ils se trouvent dans le système.

Les deux principaux objectifs de la présente étude étaient : 1) de calculer le taux de couverture de l'ESCC et de l'ISOP couplées; 2) de cerner les caractéristiques des participants au cycle 1.1 de l'ESCC dont il était moins probable que les autres qu'ils se trouvent dans le fichier couplé.

## Méthodes

### Sources de données

#### *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes*

L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) est une enquête transversale qui recueille de l'information sur l'état de santé, le recours aux soins de santé et les déterminants de la santé. Elle a pour champ d'observation la population à domicile de 12 ans et plus des provinces et des territoires, sauf les membres réguliers des Forces canadiennes, les personnes vivant en établissement et les résidents des réserves indiennes, des autres établissements autochtones et de certaines régions éloignées. Son taux de couverture a été de 98 % dans les provinces, de 97 % dans les Territoires du Nord-Ouest, de 90 % au Yukon et de 71 % au Nunavut.

Les données du cycle 1.1 ont été recueillies du 1<sup>er</sup> septembre 2000 au 3 novembre 2001 inclusivement auprès d'un échantillon de 131 535 personnes. Le taux de réponse a été de 84,7 %. Tous les renseignements donnés en réponse à l'ESCC, notamment les numéros des régimes provinciaux d'assurance-maladie et les codes postaux, sont autodéclarés par les répondants, et l'ampleur de l'erreur de ces variables est inconnue. Cependant, les applications de saisie qu'utilisent les intervieweurs comprennent des fonctions de dépistage des réponses incohérentes ou non incluses dans la fourchette de valeurs permises et des séquences alphanumériques non valables. Un rapport publié offre de plus amples renseignements sur l'ESCC<sup>37</sup>.

Les participants à l'ESCC ont été invités à autoriser le couplage de l'information recueillie lors de l'interview et d'information provinciale sur leur santé, notamment le recours antérieur et actuel à des services tels ceux d'hôpitaux, de cliniques ou de cabinets de médecin ou à d'autres services fournis par la province; 91 %

ont accordé l'autorisation demandée. L'échantillon utilisé aux fins de la présente étude réunit 72 354 (66,5 %) personnes âgées de 12 ans et plus dans toutes les provinces et tous les territoires sauf le Québec qui ont consenti au couplage et fourni un numéro d'assurance-maladie (NAM) valide (annexe A). Les enregistrements de l'ISOP concernant le Québec ne peuvent pas être couplés à ceux de l'ESCC, car les dossiers d'hôpital du Québec fournis à Statistique Canada contiennent des numéros d'assurance-maladie brouillés, des codes postaux incomplets et ne précisent aucune date de naissance.

Des poids d'enquête ont été utilisés afin que les estimations tirées des données de l'ESCC soient représentatives de la population cible plutôt que du seul échantillon. « Poids d'enquête » s'entend du nombre de personnes contenues dans la population que représente chaque répondant. Il témoigne des différentes probabilités de sélection et de réponse. Par conséquent, chaque enregistrement est pondéré de l'inverse de la probabilité de sélection de la personne et de recueil de sa réponse<sup>38</sup>. Le couplage d'enregistrements nécessite le recours à des poids d'enquête supplémentaires, car les répondants ne consentent pas tous au couplage, et ceux qui le font ne fournissent pas tous un NAM valide. Aux fins de la présente étude, des poids d'enquête ajustés pour tenir compte du consentement au couplage et de la déclaration d'un NAM valide ont été calculés.

Statistique Canada n'a pas accès aux bases de données de l'assurance-maladie provinciale dans lesquelles vérifier les NAM déclarés par les répondants de l'ESCC. À la place, les provinces et les territoires sans exception ont fourni des formules de contrôle numérique qui confirment que les NAM sont au moins vraisemblables. Si les chiffres de contrôle ne peuvent pas remplacer des bases de données qui contiennent noms et prénoms, dates de naissance, adresses et NAM, ils permettent quand même de déceler les erreurs de

transcription, par exemple l'inversion de deux chiffres, et constituent un moyen simple de distinguer les numéros valables de séries de chiffres aléatoires.

### Données d'hôpital

La base de données de l'Information-santé orientée vers la personne (ISOP) tenue par Statistique Canada contient de l'information sur la radiation des patients (pour cause de congé et de décès à l'hôpital) de la quasi-totalité des hôpitaux de soins actifs et de quelques hôpitaux psychiatriques, hôpitaux pour malades chroniques et établissements de réadaptation.

L'ISOP est un ensemble de données au niveau de la personne constitué des enregistrements des congés (parfois des congés multiples donnés à la même personne) contenus dans la Base de données sur la morbidité hospitalière (BDMH). Les antécédents d'hospitalisation de chaque malade peuvent être établis d'après les enregistrements séquentiels au niveau de la personne de l'ISOP. Au cours du couplage, les enregistrements se rapportant à un même particulier sont

repérés au moyen du NAM, d'information démographique et de renseignements sur les diagnostics et les interventions (sexe, date de naissance, procédures propres à un sexe, et autres)<sup>39</sup>.

Les dossiers d'hôpital de l'exercice écoulé sont ajoutés chaque année à l'ISOP. Chaque fois que les données d'une année sont entrées dans le système, le processus complet de l'ISOP est exécuté afin de garantir la cohérence interne de l'information démographique au niveau de la personne concernant les patients ayant reçu de multiples congés.

Des études de données hospitalières obtenues par une seconde saisie, qui visent à confirmer l'exactitude de celles-ci, ont démontré la grande qualité des éléments de données administratifs et non médicaux (essentiels au couplage d'enregistrements). Ainsi, 99 % d'un échantillon aléatoire d'enregistrements de congé à la suite d'un séjour à l'hôpital de septembre à la fin novembre 2000 contenait des NAM exacts, et 91 % des codes postaux étaient sans erreur<sup>40</sup>.

Statistique Canada possède des données d'hôpital comprenant les NAM

pour toutes les provinces (sauf le Québec) et les Territoires du Nord-Ouest de 1994-1995 à ce jour, et des données de même type pour certaines provinces de 1992-1993 et 1993-1994.

Bien que la base de données de l'ISOP comprenne la vaste majorité des enregistrements de la BDMH, quelque 3 % de ceux des malades âgés de 12 ans et plus (la population cible de la présente étude) en étaient exclus à cause de NAM manquants ou non valides<sup>39</sup>.

Du 1<sup>er</sup> septembre 2000 au 3 novembre 2001 inclusivement, 1 624 972 personnes âgées de 12 ans et plus ont reçu 2,3 millions de congés d'hôpitaux de soins actifs hors du Québec. L'étude ne s'étendait pas aux congés d'hôpitaux de soins autres que de soins actifs, car leur couverture n'est pas uniforme d'une province à l'autre.

Les populations cibles de l'ESCC et de l'ISOP diffèrent quelque peu. Par exemple, l'ESCC exclut les membres à plein temps des Forces canadiennes de même que les personnes vivant dans les réserves indiennes, en établissement (p. ex. foyers de soins infirmiers et prisons) et dans certaines régions éloignées. L'ISOP est un recensement

Figure 1

Évaluation et pointage types de paires d'enregistrements de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) et de l'Information-santé orientée vers la personne (ISOP) au moyen du Système généralisé de couplage d'enregistrements (SGCE)

ID	Province	Date de naissance	Code postal	Numéro d'assurance maladie (NAM)	Sexe	Pointage calculé par le SGE	Appariement?	Commentaires
A	Ontario	1964-06-11	L9Y3B9	3512345678	Femmes	447	oui	Tous les champs correspondent.
1	Ontario	1964-06-11	L9Y3B9	3512345678	Femmes			
F	Manitoba	1927-07-24	R0A0T0	55667788	Hommes	-308	non	Aucun champ ne correspond.
1	Ontario	1964-06-11	L9Y3B9	3512345678	Femmes			
B	Manitoba	1945-05-21	R0A0T0	manquant	Hommes	268	oui	NAM manquant; tous les autres champs correspondent.
7	Manitoba	1945-05-21	R0A0T0	4624252627	Hommes			
B	Manitoba	1945-05-21	R0A0T0	manquant	Hommes	-244	non	NAM manquant; aucun autre champ ne correspond.
1	Ontario	1964-06-11	L9Y3B9	3512345678	Femmes			

Enregistrement de l'ESCC

Enregistrement de l'ISOP

qui dénombre les hospitalisations, y compris parmi ces populations. Par souci d'assurer la correspondance des populations de l'ESCC et de l'ISOP, les hospitalisations parmi les personnes vivant dans les réserves ou en établissement ont été exclues de l'analyse.

La population des réserves est une variable de recensement dérivée, constituée par classement des subdivisions de recensement (SDR) selon des critères établis par Affaires indiennes et du Nord Canada (AINC), et comprenant des SDR choisies parmi les collectivités septentrionales de la Saskatchewan, des Territoires du Nord-Ouest et du Yukon<sup>41</sup>. Les personnes vivant en établissement ont été identifiées par consultation du Fichier de conversion des codes postaux (FCCP+)<sup>42</sup> et d'une liste d'établissements servant à l'Enquête sur les établissements de soins pour bénéficiaires internes<sup>43</sup>. Les hospitalisations de 31 330 personnes vivant dans les réserves et dans des régions apparentées ont été éliminées de l'ISOP, tout comme celles de 21 299 personnes vivant en établissement. L'élimination des 52 629 enregistrements en question, soit quelque 3 % des malades hospitalisés selon l'ISOP au cours de la période à l'étude, a eu pour résultats d'adapter la population visée par l'ISOP à la population cible de l'ESCC.

## Techniques d'analyse

### Couplage d'enregistrements probabiliste

Les participants à l'ESCC qui avaient été hospitalisés ont été identifiés par couplage d'enregistrements probabiliste. Le couplage de l'ESCC et de l'ISOP a été effectué au moyen du Système généralisé de couplage d'enregistrements (SGCE), un logiciel développé par Statistique Canada. Si les deux sources de données contiennent de nombreuses variables, elles n'ont que quelques champs en commun, lesquels sont suffisamment distincts

**Tableau 1**

**Nombre de personnes hospitalisées dans des hôpitaux de soins actifs et taux de couverture, du 1<sup>er</sup> septembre 2000 au 3 novembre 2001 inclusivement, selon des caractéristiques choisies et la source de données, population des personnes âgées de 12 ans et plus, le Canada excluant le Québec**

	Information-santé orientée vers la personne (ISOP)	Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC)		Taux de couverture ESCC-ISOP		
		Nombre	Nombre non pondéré	Nombre pondéré	%	Intervalle de confiance de 95 % de à
<b>Total</b>	<b>1 572 343</b>	<b>6 785</b>	<b>1 451 272</b>	<b>92,3</b>	<b>88,9</b>	<b>95,7</b>
<b>Province/Territoires</b>						
Terre-Neuve-et-Labrador	41 394	272	40 445	97,7	83,6	111,8
Île-du-Prince-Édouard	11 784	237	11 061	93,9	79,6	108,1
Nouvelle-Écosse	67 226	348	60 419	89,9	78,0	101,7
Nouveau-Brunswick	67 542	423	62 203	92,1	81,7	102,5
Ontario	753 970	2 230	694 463	92,1	86,6	97,6
Manitoba	82 386	567	69 739	84,6	73,6	95,7
Saskatchewan	82 778	659	78 664	95,0	86,4	103,7
Alberta	202 498	863	186 301	92,0	83,3	100,7
Colombie-Britannique	258 883	1 062	241 647	93,3	85,3	101,3
Territoires	3 882	124	6 331	163,1*	139,3	186,9
<b>Sexe</b>						
Femmes†	971 087	4 343	904 318	93,1	88,8	97,5
Hommes	601 249	2 442	546 955	91,0	85,4	96,5
<b>Groupe d'âge</b>						
12 à 24 ans†	173 009	711	165 093	95,4	81,5	101,3
25 à 34 ans	276 150	1 041	270 164	97,8	85,0	105,8
35 à 44 ans	210 848	830	209 447	99,3	88,3	110,4
45 à 54 ans	183 878	773	174 194	94,7	84,9	104,6
55 à 64 ans	181 041	854	169 235	93,5	83,2	103,7
65 à 74 ans	227 410	1 090	219 259	96,4	86,9	106,0
12 à 74 ans	1 252 336	5 299	1 207 392	96,4	92,4	100,4
75 ans et plus	320 007	1 486	243 881	76,2*	70,2	82,2

† catégorie de référence

\* valeur significativement différente de celle pour la catégorie de référence ( $p < 0,05$ ); aux fins de la comparaison provinciale, valeur significativement différente de celle pour le reste du Canada; par exemple, l'Ontario comparé au Canada moins l'Ontario

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001; Information-santé orientée vers la personne, de 2000-2001 à 2001-2002.

pour effectuer l'appariement. Un participant à l'ESCC n'était réputé avoir été hospitalisé que si l'ISOP contenait un enregistrement comprenant un NAM ou des caractéristiques démographiques comparables (date de naissance, sexe, code postal) et précisait une date d'admission à un établissement de soins actifs entre le 1<sup>er</sup> septembre 2000 et le 3 novembre 2001.

Le couplage probabiliste ne nécessite pas la correspondance complète des variables d'appariement. La qualité de l'appariement des enregistrements est plutôt évaluée par l'application d'algorithmes qui mesurent la probabilité d'un appariement correct<sup>1-44</sup> (figure 1).

Des points étaient attribués ou déduits, selon la similitude des valeurs des champs. À titre d'exemple, un pointage positif élevé était attribué là où les NAM et les provinces de délivrance étaient identiques; si les valeurs étaient comparables, sans toutefois être exactes, un pointage positif moindre était accordé pour tenir compte de la correspondance partielle; des points étaient déduits si les valeurs contenues dans les deux enregistrements divergeaient carrément.

Le nombre de points alloués à chaque paire de variables de couplage était à proportion de leur importance en tant que variables d'appariement, ce qui était normalement fonction de leur

unicité. Ainsi, comme il n'existe que deux valeurs possibles du sexe du participant/malade, le nombre de points attribués à la correspondance de ces valeurs était inférieur au pointage accordé si les codes postaux ou les NAM correspondaient.

Le poids de couplage total attribué à chaque paire d'enregistrements ESCC-ISOP était calculé en additionnant les points alloués à chaque paire de variables d'appariement. Plus le poids de couplage total était élevé, plus il était probable que les deux enregistrements concernaient la même personne. Les poids de couplage totaux répondent idéalement à une distribution bimodale. Les paires d'enregistrements qui recueillaient un pointage supérieur au seuil choisi étaient considérées comme des appariements vrais, tandis que celles dont le poids y était inférieur étaient rejetées. Pour éviter de devoir effectuer un examen manuel, les analystes ont fixé des seuils d'exclusion identiques aux fins de l'étude, si bien que l'une seulement des deux valeurs (appariement et non-appariement) pouvait être attribuée à chaque paire d'enregistrements.

## Résultats

Afin d'évaluer la couverture du couplage du cycle 1.1 de l'ESCC et de l'ISOP, le nombre de personnes admises à l'hôpital selon chaque source de données a été comparé. Des poids de recensement, ajustés en fonction du consentement au couplage et de la validité du NAM, ont été appliqués aux enregistrements des participants à l'ESCC pour lesquels des données ont été repérées dans la base de données de l'ISOP. Le nombre d'hospitalisations selon l'ISOP était considéré comme la norme. Le taux de couverture a été calculé en divisant le nombre estimatif pondéré de participants à l'ESCC dont des données ont été repérées dans l'ISOP par le nombre selon l'ISOP, moins les enregistrements des personnes vivant dans les réserves indiennes ou des régions apparentées ou en établissement,

puis en multipliant le quotient par 100. Les écarts entre les données de l'ISOP et les estimations pondérées de l'ESCC ont été examinés. Des erreurs-types et des intervalles de confiance de 95 % ont été calculés pour les taux de couverture par la méthode du *bootstrap*. La signification statistique a été soumise à un test t ( $p < 0,05$ )<sup>45,46</sup>.

Selon l'ISOP, 1 572 343 personnes ont été admises à un hôpital de soins actifs (excluant ceux du Québec), du 1<sup>er</sup> septembre 2000 au 3 novembre 2001 inclusivement (tableau 1). Les estimations pondérées de l'ESCC, rajustées pour tenir compte du consentement au couplage et d'un NAM valide, étaient inférieures de 7,7 % (1 451 272) à cette donnée.

Les taux de couverture étaient comparables pour les hommes et pour les femmes (91,0 % et 93,1 %). Les taux provinciaux ne différaient pas significativement du taux pour le reste du Canada. Toutefois, le nombre estimatif d'habitants des territoires qui ont été hospitalisés selon l'ESCC était significativement plus élevé que la donnée de l'ISOP. Par conséquent, le taux de couverture des territoires est supérieur à 100 %.

Les taux de couverture de la plupart des groupes d'âge étaient comparables, à ceci près que celui des 75 ans et plus (76,2 %) était passablement inférieur à la donnée correspondante pour la tranche des 12 à 74 ans (96,4 %).

## Discussion

Le taux de couverture significativement moindre des personnes âgées de 75 ans et plus était prévu, car les deux sources de données ne concernent pas des populations identiques. L'ESCC exclut les personnes vivant en établissement, lesquelles sont incluses dans les données sur l'hospitalisation (ISOP). Or, les résidents d'établissements sont beaucoup plus nombreux parmi les personnes âgées que parmi les jeunes : dans l'ensemble, moins de 2 % des Canadiens entrent dans cette catégorie, donnée

qui passe à 16 % pour la tranche des 75 ans et plus<sup>47</sup>.

À défaut de renseignements directs dans les enregistrements de l'ISOP sur le lieu de résidence des malades, le code postal conjugué au FCCP+ et à la liste des établissements de soins pour bénéficiaires internes a servi à déterminer si les malades vivaient en établissement. De cette façon, plus de 20 000 résidents d'établissements ont été identifiés et supprimés de l'ISOP au moyen du FCCP+. Néanmoins, le taux de couverture des personnes âgées de 75 ans et plus est demeuré significativement inférieur aux taux se rapportant aux personnes plus jeunes.

Le recours au FCCP+ et à la liste des établissements de soins pour bénéficiaires internes conjugués au seul code postal n'est pas idéal. Les établissements habités par la majorité de la population dont le code postal était le même étaient plus susceptibles que les autres d'être identifiés, puis éliminés des données de l'ISOP. Qui plus est, les codes postaux des établissements en milieu urbain sont distinctifs, et la probabilité que leurs résidents soient éliminés de l'ISOP était supérieure à la normale. Bien souvent, le même code postal est attribué à de nombreux secteurs de dénombrement et aires de diffusion situés en milieu rural, dans la banlieue éloignée ou dans de petites villes. Leur codage est donc beaucoup moins précis que ne l'est celui des zones urbaines centralisées, lesquelles sont normalement rattachées à un seul secteur de dénombrement ou à une seule aire de diffusion. Il s'ensuit que les données de l'ISOP ont probablement continué à tenir compte des résidents d'établissements de milieux ruraux, de la banlieue éloignée et de petites villes.

Le taux de couverture dans les territoires pose également problème, étant donné que les estimations couplées ESCC-ISOP ont dépassé la norme (ISOP). Toutefois, cette situation n'est pas inquiétante, car le petit nombre d'enregistrements de l'ESCC couplés à l'ISOP (124) écarte le risque d'analyses

futures englobant cette sous-population. Le taux de couverture des territoires était de 113 % avant que la population des réserves soit éliminée des données de l'ISOP, après quoi il est passé à 163 %. Il reste à déterminer pourquoi l'estimation après couplage de l'ESCC et de l'ISOP est de loin supérieure aux données de l'ISOP. Les enregistrements des participants à l'ESCC habitant les territoires ont été examinés afin de constater si des poids d'enquête élevés avaient été attribués à certains d'entre eux, ce qui pourrait expliquer l'écart entre les données de l'ISOP et celles issues du couplage ESCC-ISOP. Aucun poids divergent n'a été constaté : la moyenne était de 51, et les poids se situaient tous dans la fourchette de 11 à 178.

Par ailleurs, il était impossible de cerner les hospitalisations de personnel militaire afin de les éliminer de l'ISOP. Les membres à plein temps des Forces

canadiennes sont exclus de l'ESCC, et leur prise en compte pourrait influencer sur le taux de couverture.

### Conclusion

La valeur du couplage d'enregistrements pour les études épidémiologiques de la santé de la population n'est plus à démontrer. L'appariement d'information tirée de données administratives sur la santé recueillies régulièrement, comme celles de l'ISOP, et de données d'enquête, comme les résultats de l'ESCC, nous procure des enseignements riches sur les déterminants de la santé, diverses catégories de recours aux soins de santé et les résultats en matière de santé. Or, l'évaluation de la couverture est une condition préalable aux analyses qui regroupent de l'information sur la santé de sources multiples en prenant appui sur le fichier couplé ESCC-ISOP.

La présente évaluation démontre que le taux de couverture global est élevé, dépassant souvent les 90 %, bien qu'il soit plus faible dans le cas de certains participants à l'ESCC, notamment les personnes âgées. Cependant, cette restriction n'est pas un obstacle, pourvu que les utilisateurs du fichier reconnaissent explicitement que les conclusions ne concernent que la population générale des ménages (population cible de l'ESCC) et non la population totale, particulièrement les personnes vivant en établissement. ■

### Remerciements

L'auteure remercie Claude Nadeau de son aide et de ses judicieux commentaires.

## Références

1. M.E. Fair et P. Whitridge, *Tutorial on Record Linkage* [diaporama], 1997 Federal Committee on Statistical Methodology, disponible à l'adresse [http://www.fcs.gov/working-papers/RLT97\\_chap12.html](http://www.fcs.gov/working-papers/RLT97_chap12.html).
2. M. Fair, « Generalized record linkage system – Statistics Canada's record linkage software », *Austrian Journal of Statistics*, 33(1 et 2), 2004, p. 37-53.
3. P.J. Villeneuve, H.I. Morrison, C.L. Craig *et al.*, « Physical activity, physical fitness, and risk of dying », *Epidemiology*, 9(6), 1998, p. 626-631.
4. I. Weller et P. Corey, « The impact of excluding non-leisure energy expenditure on the relation between physical activity and mortality in women », *Epidemiology*, 9(6), 1998, p. 632-635.
5. I.R. Bata, R.D. Gregor, B.J. Eastwood *et al.*, « Tendances dans l'incidence de l'infarctus aigu du myocarde entre 1984 et 1993 : le projet MONICA du comté de Halifax », *Journal de la société canadienne de cardiologie / Canadian Journal of Cardiology*, 16(5), 2000, p. 589-595.
6. N.P. Roos et B. Havens, « Predictors of successful aging: a twelve-year study of Manitoba elderly », *American Journal of Public Health*, 81(1), 1991, p. 63-68.
7. K.T. Khaw, N. Wareham, S. Bingman *et al.*, « Combined impact of health behaviors and mortality in men and women: the EPIC-Norfolk prospective population study », *PLOS Medicine*, 2008, disponible à l'adresse <http://medicine.plosjournals.org/perlserv/?request=get-document&doi=10.1371/journal.pmed.0050012>.
8. T.L. Weston, K.J. Aronson, G.R. Howe *et al.*, « Cancer mortality among males in relation to exposures assessed through a job-exposure matrix », *International Journal of Occupational and Environmental Health*, 6(3), 2000, p. 194-202.
9. K.J. Aronson, G.R. Howe, M. Carpenter *et al.*, « Surveillance of potential associations between occupations and causes of death in Canada, 1965-91 », *Occupational and Environmental Medicine*, 56(4), 1999, p. 265-269.
10. L. Wei, C.C. Lang, F.M. Sullivan *et al.*, « Impact on mortality following first acute myocardial infarction of distance between home and hospital: Cohort study », 2008, disponible à l'adresse <http://www.heart.bmj.com/onlinefirst.dtl>.
11. H.N. Schmaltz, D. Southern, W.A. Ghali *et al.*, « Living alone, patient sex and mortality after acute myocardial infarction », *Journal of General Internal Medicine*, 22(5), 2007, p. 572-578.

12. L.F. Ellison, L. Gibbons et le Groupe d'analyse de la survie au cancer au Canada, « Taux relatifs de survie à cinq ans : cancers de la prostate, du sein, du côlon et du rectum, et du poumon », *Rapports sur la santé*, 13(1), 2001, p. 25-34 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
13. L.F. Ellison et L. Gibbons « Les principaux cancers – évolution de la survie relative à cinq ans », *Rapports sur la santé*, 15(2), 2004, p. 19-33 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
14. P. Kaul, P.W. Armstrong, W. Change *et al.*, « Long-term mortality of patients with acute myocardial infarction in the United States and Canada: Comparison of patients enrolled in global utilization of streptokinase and t-PA for occluded coronary arteries (GUSTO)-I », *Circulation*, 110, 2004, p. 1754-1760, disponible à l'adresse <http://circ.ahajournals.org/cgi/content/full/110/13/1754>.
15. C.M. Fischbacher, R. Bhopal, C. Povey *et al.*, « Record linked retrospective cohort study of 4.6 million people exploring ethnic variations in disease: myocardial infarction in South Asians », *BMC Public Health*, 7, 2007, p. 142.
16. L.S. Jebamani, C.A. Burchill et P.J. Martens, « Using data linkage to identify First Nations Manitobans: technical, ethical, and political issues », *Canadian Journal of Public Health / Revue canadienne de santé publique*, 96(Suppl.), 2005, p. S28-S32.
17. K.T. Knoop, L.C. de Groot, D. Kromhout *et al.*, « Mediterranean diet, lifestyle factors, and 10-year mortality in elderly European men and women: the HALE project », *The Journal of the American Medical Association*, 292, 2004, p. 1433-1439.
18. P.K. Myint, A.A. Welch, S.A. Bingham *et al.*, « Fruit and vegetable consumption and self-reported functional health in men and women in the European Prospective Investigation into Cancer-Norfolk (EPIC-Norfolk): a population-based cross-sectional study », *Public Health Nutrition*, 10(1), 2007, p. 34-41.
19. A. Robert Schnatter, « An analysis of death ascertainment and follow-up through Statistics Canada's Mortality Data Base System », *Canadian Journal of Public Health / Revue canadienne de santé publique*, 81(1), 1990, p. 60-65.
20. J.A. Schoenman, J.P. Sutton, A. Elixhauser *et al.*, « Understanding and enhancing the value of hospital discharge data », *Medical Care Research and Review*, 64(4), 2007, p. 449-468.
21. B. Herrchen, J.B. Gould et T.S. Nesbitt, « Vital statistics linked birth/infant death and hospital discharge record linkage for epidemiological studies », *Computing Biomedical Research*, 30(4), 1997, p. 290-305.
22. J. Chen, M. Fair, R. Wilkins *et al.*, « Niveau de scolarité de la mère et mortalité fœtale et infantile au Québec », *Rapports sur la santé*, 10(2), 1998, p. 57-71 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
23. S.W. Wen, M.S. Kramer, S. Liu *et al.*, « Mortalité infantile d'après l'âge gestationnel et le poids à la naissance dans les provinces et territoires au Canada, naissances entre 1990 et 1994 », *Maladies chroniques au Canada / Chronic Diseases in Canada*, 21(1), 2000, p. 14-22.
24. M.S. Kramer, K. Demissie, H. Yang *et al.*, « The contribution of mild and moderate preterm birth to infant mortality », *Journal of the American Medical Association*, 284(7), 2000, p. 843-849.
25. S.A. Bingham, M. Cassidy, T.J. Cole *et al.*, « Validation of weighed records and other methods of dietary assessment using the 24h urine nitrogen technique and other biological markers », *British Journal of Nutrition*, 73, 1995, p. 531-550.
26. M.A. Quigley, C. Hockley et L.L. Davidson, « Agreement between hospital records and maternal recall of mode of delivery: evidence from 12 391 deliveries in the UK Millennium Cohort Study », *International Journal of Obstetrics and Gynaecology*, 114(2), 2007, p. 195-200.
27. J.B. Ford, B. Herrchen, J.B. Gould *et al.*, « Characteristics of unmatched maternal and baby records in linked birth and hospital discharge data », *Health Statistics Quarterly*, 33, 2007, p. 25-33.
28. M. Fair, M. Cyr, A. Allen *et al.*, *Étude de validation d'un couplage d'enregistrements de naissance et de décès infantile au Canada*, 1999 (Statistique Canada, n° 84-F0013 au catalogue).
29. D.G. Manuel et S.E. Schultz, « Using linked data to calculate summary measures of population health: Health-adjusted life expectancy of people with Diabetes Mellitus », *Population Health Metrics*, 2(4), 2004, disponible à l'adresse <http://www.pophealthmetrics.com/content/2/1/4> (document consulté le 13 mai 2008).
30. J. Calver, K.J. Brameld, D.B. Preen *et al.*, « High-cost users of hospital beds in Western Australia: a population-based record linkage study », *Medical Journal of Australia*, 184(8), 2006, p. 393-397.
31. C. Houle, J.M. Berthelot, P. David *et al.*, *Le projet d'appariement du Recensement et des fichiers de soins de santé du Manitoba*, document de recherche n° 91, Direction des études analytiques, 1996, disponible à l'adresse <http://www.fcs.m.gov/working-papers/choule.pdf> (Statistique Canada, n° 11F0019MPF au catalogue).
32. S. Brocco, C. Visentin, U. Fedeli *et al.*, « Monitoring the occurrence of diabetes mellitus and its major complications: the combined use of different administrative databases », *Cardiovascular Diabetology*, 6(5), 2007.
33. T.K. Young, E. Kliever, J. Blanchard *et al.*, « Monitoring disease burden and preventive behavior with data linkage: cervical cancer among aboriginal people in Manitoba, Canada », *American Journal of Public Health*, 90(9), 2000, p. 1466-1468.
34. C. Ringland, P.K. Correll, K. Lim *et al.*, « Hospital readmissions for asthma: a feasibility study comparing strategies for linking hospital morbidity data », *Australian and New Zealand Journal of Public Health*, 30(5), 2006, p. 435-439.
35. K.J. Aronson, G.R. Howe, M. Carpenter *et al.*, *Dépistage des maladies et lésions professionnelles au Canada : mortalité par cause chez les travailleurs, 1965-1991 [CD-ROM]*, 2000 (Statistique Canada, n° 84-546 au catalogue).
36. C. Nadeau, M.P. Beaudet et J. Marion, « Couplage d'enregistrements déterministe et probabiliste », *Symposium 2006 de Statistique Canada : Enjeux méthodologiques reliés à la mesure de la santé des populations*, disponible à l'adresse [www.statcan.ca/francais/freepub/11-522-XIF/2006001/article/10404-fr.pdf](http://www.statcan.ca/francais/freepub/11-522-XIF/2006001/article/10404-fr.pdf).

37. 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).
38. Statistique Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, Sources de données et méthodologie, Estimation, disponible à l'adresse [www.statcan.ca/cgi-bin/imdb/p2SV\\_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=3226&lang=en&db=IMDB&dbg=f&adm=8&dis=2#b6](http://www.statcan.ca/cgi-bin/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=3226&lang=en&db=IMDB&dbg=f&adm=8&dis=2#b6) (document consulté le 27 juin 2008).
39. Statistique Canada, *External linkage production report: Data years: F1992 to F2004* [rapport], Division des méthodes d'enquête auprès des ménages, 2006 (non publié).
40. J. Richards, A. Brown et C. Homan, « L'étude de la qualité des données de la base canadienne de données sur les congés des patients », *Symposium 2001 de Statistique Canada : La qualité des données d'un organisme statistique : une perspective méthodologique*, disponible à l'adresse [www.statcan.ca/francais/freepub/11-522-XIF/2001001/session16/s16a\\_f.pdf](http://www.statcan.ca/francais/freepub/11-522-XIF/2001001/session16/s16a_f.pdf) (document consulté le 2 juillet 2008).
41. Statistique Canada, *Dictionnaire du recensement de 2001* (Statistique Canada, n° 92-378 au catalogue), disponible à l'adresse [www12.statcan.ca/francais/census01/Products/Reference/dict/appendices/92-378-XIF02002.pdf](http://www12.statcan.ca/francais/census01/Products/Reference/dict/appendices/92-378-XIF02002.pdf) (document consulté le 26 juin 2008).
42. Statistique Canada, *Fichier de conversion des codes postaux (FCCP): mise à jour*, disponible à l'adresse [www.statcan.ca/bsolc/francais/bsolc?catno=92-153-UCB](http://www.statcan.ca/bsolc/francais/bsolc?catno=92-153-UCB) (document consulté le 28 juin 2008).
43. Statistique Canada, *Établissements de soins pour bénéficiaires internes (ESBI)*, disponible à l'adresse [www.statcan.ca/bsolc/francais/bsolc?catno=83-237-X](http://www.statcan.ca/bsolc/francais/bsolc?catno=83-237-X) (document consulté le 2 juillet 2008).
44. I.P. Fellegi et A.B. Sunter, « A theory for record linkage », *Journal of the American Statistical Association*, 64, 1969, p. 1183-1210.
45. 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).
46. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5(3), 1996, p. 281-310.
47. M. Turcotte et G. Schellenberg, *Un portrait des aînés au Canada*, Ottawa, Ministère de l'industrie, 2007, disponible à l'adresse [www.statcan.ca/francais/freepub/89-519-XIF/89-519-XIF2006001.pdf](http://www.statcan.ca/francais/freepub/89-519-XIF/89-519-XIF2006001.pdf) (document consulté le 4 janvier 2008) (Statistique Canada, n° 89-519 au catalogue).

## Annexe

### Annexe – Tableau A

**Participants (nombre et pourcentage) à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes qui ont consenti au couplage de leurs réponses à l'ESCC et de leur dossier de santé administratif et qui ont fourni un NAM valide, selon des caractéristiques choisies, le Canada excluant le Québec, 2001**

	Consentement		Consentement et NAM valide	
	Nombre	%	Nombre	%
<b>Total</b>	<b>98 450</b>	<b>90,4</b>	<b>72 354</b>	<b>66,5</b>
<b>Province/Territoires</b>				
Terre-Neuve-et-Labrador	3 533	91,3	2 933	75,8
Île-du-Prince-Édouard	3 238	88,7	2 236	61,2
Nouvelle-Écosse	4 938	92,8	4 108	77,2
Nouveau-Brunswick	4 634	92,8	3 746	75,0
Ontario	35 674	90,8	24 917	63,4
Manitoba	7 653	90,4	5 552	65,5
Saskatchewan	7 417	92,6	6 142	76,7
Alberta	12 757	88,2	9 155	63,3
Colombie-Britannique	16 493	90,1	11 990	65,5
Territoires	2 113	83,9	1 575	62,6
<b>Sexe</b>				
Femmes <sup>†</sup>	52 865	90,5	40 334	69,1
Hommes	45 585	90,3	32 020	63,4
<b>Groupe d'âge</b>				
12 à 24 ans <sup>†</sup>	19 246	91,8	13 538	64,5
25 à 34 ans	14 482	90,9	10 119	63,5
35 à 44 ans	18 892	90,2	13 883	66,3
45 à 54 ans	16 036	89,6	11 905	66,5
55 à 64 ans	11 493	90,0	8 695	68,1
65 à 74 ans	9 778	90,3	7 684	71,0
12 à 74 ans	89 927	90,5	65 824	66,3
75 ans et plus	8 523	89,5	6 530	68,6

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

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



# Combiner les cycles de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes

par Steven Thomas et Brenda Wannell

## Résumé

### Contexte

Un seul cycle de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) ne répond pas toujours aux besoins analytiques des chercheurs. Le présent article décrit des méthodes de combinaison des divers cycles de l'ESCC et discute des problèmes dont il convient de tenir compte si ces données sont combinées. Un exemple empirique illustre les méthodes proposées.

### Données et méthodes

Deux méthodes peuvent être utilisées pour combiner les cycles de l'ESCC : la méthode individuelle et la méthode groupée. Dans le cas de la méthode individuelle, les estimations sont calculées pour chaque cycle séparément, puis combinées. Dans le cas de la méthode groupée, les microdonnées sont combinées et l'ensemble de données résultant est traité comme s'il provenait d'un échantillon d'une seule population.

### Résultats

Dans le cas de l'approche individuelle, il est recommandé d'utiliser la simple moyenne des estimations. Pour l'approche groupée, il est conseillé de rééquilibrer les poids en les multipliant par un facteur constant afin de pouvoir créer une estimation de période couvrant les périodes couvertes par les cycles individuels. Le choix de la méthode dépend du but de l'analyse et des données disponibles.

### Interprétation

La combinaison des cycles ne devrait être envisagée que si les estimations pour la période la plus récente ne suffisent pas. Les deux méthodes obscurcissent les tendances d'un cycle à l'autre et ne révèlent pas les changements de comportement liés aux initiatives en matière de santé publique.

### Mots-clés

Collecte des données, regroupement des données, méta-analyse, interprétation des données statistiques.

### Auteurs

Steven Thomas (1-613-951-7300; Steven.Thomas@statcan.gc.ca) travaille à la Division des méthodes d'enquête auprès des ménages et Brenda Wannell (1-613-951-8554; Brenda.Wannell@statcan.gc.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé à Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) comprend deux enquêtes par sondage transversales. Le cycle .1 a pour but de recueillir des renseignements généraux sur la santé dans plus de 120 régions sociosanitaires, tandis que le cycle .2 porte sur des aspects particuliers de la santé et a pour but de recueillir des données pour la production d'estimations au niveau provincial.

Malgré les grandes tailles d'échantillon, un seul cycle de l'ESCC ne permet pas nécessairement de répondre aux besoins des utilisateurs. Par exemple, certains chercheurs pourraient vouloir étudier une population rare, définie par des données géographiques détaillées ou par des caractéristiques sociodémographiques ou des caractéristiques de la santé rares. Comme un cycle unique ne fournit parfois qu'un petit nombre d'observations pour ce genre de population, la combinaison des données de plusieurs cycles est une solution que l'on peut envisager. Ainsi, elle a été utilisée par Tremblay et coll.<sup>1</sup> pour examiner la relation entre l'indice de masse corporelle et l'ethnicité, et par Tjepkema<sup>2</sup> dans une étude de l'utilisation des soins de santé par les gais, les lesbiennes et les bisexuels au Canada.

La combinaison de plusieurs cycles est possible parce qu'en général, des données sur les mêmes caractéristiques sont recueillies au cours de tous les cycles .1, et que certains renseignements identiques sont recueillis durant les cycles .2. Néanmoins, au fur et à mesure que l'ESCC a évolué, des différences sont apparues d'un cycle à l'autre, si bien que la combinaison des cycles pourrait être irréalisable, ou, si elle reste possible, pourrait affecter les résultats selon les objectifs analytiques de l'étude.

Le présent article explique les méthodes applicables pour combiner les cycles de l'ESCC et offre des lignes directrices concernant l'interprétation des résultats. Bien que l'information se rapporte spécifiquement à l'ESCC, le champ d'application de nombreuses questions est beaucoup plus vaste. Une étude de cas illustre les méthodes et

montre qu'il est possible de produire des estimations satisfaisantes d'après les données de cycles combinés.

En 2007, le programme de l'ESCC a mis en œuvre un processus de collecte continu des données dans le but de produire des fichiers annuels, ainsi que des fichiers combinés portant sur deux ans. Cette initiative a donné lieu à l'introduction de différentes « estimations de période », qui seront le sujet d'un article connexe. Le présent article est axé sur la méthodologie et les éléments à prendre en considération pour combiner les données des cycles *passés* de l'ESCC.

### Une enquête évolutive

L'ESCC n'a pas été conçue comme une enquête réalisée auprès d'un échantillon avec renouvellement<sup>3,4</sup> construit de manière à pouvoir combiner les données recueillies au cours du temps auprès des échantillons successifs. Par conséquent, la combinaison des données ne devrait être entreprise que s'il est établi que les estimations basées sur les données d'un seul cycle ne répondent pas aux besoins analytiques et, en outre, que les résultats combinés seront pertinents et interprétables.

Depuis son lancement en 2000-2001, l'ESCC a évolué, si bien que les estimations calculées d'après les données de cycles différents ne sont pas nécessairement comparables. Pour déterminer si les cycles sont combinables, il faut tenir compte des modifications apportées au contenu du questionnaire, au champ d'observation de l'enquête, à la géographie et au mode de collecte.

#### Modification du contenu

Le questionnaire de l'ESCC a subi des modifications continues, y compris l'introduction de nouveaux modules et la suppression d'anciens. En général, si les modifications apportées au contenu sont importantes, les noms des variables changent. Néanmoins, un même nom de variable ne signifie pas nécessairement que l'on a posé la même question, de sorte

que l'énoncé des questions doit être vérifié avant de combiner divers cycles. Les utilisateurs peuvent consulter la documentation sur l'ESCC, notamment les dictionnaires de données et les questionnaires, qui sont accessibles sur le site Web de Statistique Canada (enquêtes et programmes statistiques dans le module Définitions, Sources de données et Méthodes à <http://www.statcan.gc.ca/concepts/index-fra.htm>). Les révisions de l'énoncé des questions, de la structure des modules et des catégories de réponse peuvent signifier que la combinaison des données est inappropriée.

#### Modification du champ d'observation

Les populations visées par certains modules du questionnaire de l'ESCC peuvent varier d'un cycle à l'autre. L'exemple le plus évident est celui du contenu optionnel que les régions sociosanitaires ou les provinces choisissent. Par conséquent, les modules administrés aux résidents d'une région particulière durant un cycle donné peuvent être posés aux résidents d'une région entièrement différente au moment du cycle suivant.

Il se peut aussi que la population cible d'un module change. Par exemple, au cycle 1.1, les questions du module sur le comportement sexuel ont été posées aux personnes de 15 à 59 ans, mais au cycle 2.1, le groupe d'âge cible a été réduit aux 15 à 49 ans.

#### Modification de la géographie

Pour chaque cycle de l'ESCC, le fichier de données contient les codes et les identificateurs géographiques correspondant aux régions sociosanitaires telles qu'elles étaient au moment où les données ont été diffusées. Cependant, la délimitation des régions sociosanitaires peut changer d'un cycle à un autre. Parfois il s'agit de modifications aussi mineures que des changements de nom ou de code, mais il peut arriver que les limites des régions soient redéfinies. Le cas échéant, les fichiers doivent être mis

à jour en se fondant sur une géographie commune (habituellement la plus récente) avant de pouvoir combiner les divers cycles. Plus de renseignements sur les modifications des limites sont disponibles dans la publication en ligne intitulée *Indicateurs de la santé* (section sur les régions sociosanitaires et les groupes de régions homologues, sous-section des changements apportés aux régions sociosanitaires) à <http://www.statcan.gc.ca/bsolc/olc-cel/francais/olc-cel?catno=82-221-XIF&lang=fra>. Si les limites des régions sociosanitaires doivent être mises à jour, les fichiers de correspondance fournissant la relation entre les aires de diffusion (AD) ou les secteurs de dénombrement (SD) et les régions sociosanitaires pour une période de référence donnée peuvent être consultés dans la publication en ligne, *Régions sociosanitaires : Limites et correspondance avec la géographie du recensement*, à <http://www.statcan.gc.ca/bsolc/olc-cel/olc-cel?catno=82-402-X&CHROPG=1&lang=fra>.

#### Modification du mode de collecte

L'« effet de mode » est l'incidence qu'a la méthode de collecte sur la façon dont les répondants répondent à l'enquête. Les interviews de l'ESCC sont effectuées par téléphone, ainsi que sur place. L'information que les répondants fournissent peut varier selon le mode de collecte utilisé pour l'interview. Une étude de 2004<sup>5</sup> a révélé que plusieurs variables de l'ESCC sont sujettes à l'effet de mode, dont, sans s'y limiter, le poids et la taille, l'activité physique, les visites chez le médecin et les besoins non satisfaits de soins de santé.

Pour s'assurer que les estimations soient cohérentes, des efforts sont faits en vue de maintenir la même combinaison d'interviews par téléphone et sur place d'un cycle à l'autre. Cependant, les ajouts importants à l'enquête (achat d'unités d'échantillonnage supplémentaires) peuvent affecter l'équilibre entre les

interviews par téléphone et sur place, parce que ces interviews supplémentaires sont habituellement réalisées par téléphone. Pour le cycle 1.1, la proportion d'interviews téléphoniques était assez faible, facteur dont il devrait être tenu compte lorsque l'on envisage de combiner ce cycle à d'autres.

### Combinaison d'enquêtes différentes

Pour les raisons susmentionnées, les résultats d'enquêtes sur la santé transversales *différentes* ne sont pas nécessairement comparables et, dans la plupart des situations, ne devraient pas être combinés. Par conséquent, il est conseillé de ne pas combiner la composante régionale de l'ESCC (cycles .1) avec les composantes provinciales (cycles .2 – Santé mentale (2002) et Nutrition (2004)).

### Une population en évolution

La possibilité de combiner les cycles de l'ESCC découle du fait que, si des échantillons aléatoires sont tirés à partir d'une population, les échantillons cumulés peuvent être considérés comme un grand échantillon aléatoire provenant de la même population. Cependant, si la population change considérablement entre les cycles, les échantillons ne peuvent pas être traités comme s'ils provenaient de la même population. Dans le cas de l'ESCC, les échantillons des cycles successifs sont tirés à partir d'une population en évolution. Par conséquent, l'échantillon combiné n'est pas nécessairement représentatif de l'une des populations représentées par un seul cycle, mais plutôt de la population combinée.

Les différences qui se dégagent d'un cycle à l'autre peuvent être dues aux changements susmentionnés — modifications du questionnaire, du champ d'observation et du mode de collecte — ou à la variabilité d'échantillonnage. Cependant, les changements observés d'un cycle à l'autre peuvent refléter une variation réelle du paramètre étudié. Dans de

telles conditions, la combinaison des cycles reste possible, mais pour interpréter les résultats, il faut comprendre l'effet des périodes que couvre l'estimation fondée sur l'échantillon combiné. Il importe aussi d'être conscient que ce genre de tendances sont obscurcies quand elles sont combinées en une estimation unique.

### Méthodes de combinaison

Les méthodes de combinaison des données provenant d'enquêtes différentes peuvent être réparties en deux grandes catégories : l'approche individuelle et l'approche groupée. L'approche individuelle s'appuie sur des techniques d'estimation composite dans lesquelles les estimations sont calculées pour chaque enquête séparément, puis combinées. L'approche groupée consiste à combiner les microdonnées recueillies auprès des divers échantillons et de traiter l'ensemble de données résultant comme s'il correspondait à un échantillon tiré d'une seule population.

#### Approche individuelle

L'approche individuelle donne une moyenne des estimations calculées d'après les divers cycles de l'ESCC. L'avantage est que, moyennant certaines hypothèses, le résultat combiné est facile à interpréter. En outre, une moyenne peut être calculée à partir des tableaux existants, ce qui rend l'approche intéressante pour les utilisateurs des fichiers de microdonnées à grande diffusion (FMGD) et pour ceux qui s'appuient sur les tableaux d'estimations existants.

L'inconvénient de l'approche individuelle est qu'elle peut être fastidieuse. Si les estimations requises ne sont pas publiées ou ne sont pas assorties de leur variance, il faut les calculer séparément à partir de chaque enquête avant de les intégrer. Les utilisateurs des FMGD seront limités par l'information contenue dans le fichier et ceux qui s'appuient sur les tableaux devront obtenir l'accès aux

microdonnées. Si de nombreuses estimations doivent être calculées, le processus prend beaucoup de temps.

Dans le cas de l'ESCC, les estimations d'un paramètre de population  $\theta$  (qui peut correspondre à toute statistique, telle qu'une moyenne, un total ou un ratio) peuvent être calculées séparément pour chaque cycle,  $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_k$ , où  $k$  est le nombre de cycles disponibles. Une simple moyenne peut alors être calculée sous la forme :

$$\hat{\theta}_c^{avg} = \frac{\sum_{i=1}^k \hat{\theta}_i}{k}$$

Pour pouvoir estimer assez facilement la variance, les échantillons doivent être indépendants, ce qui est le cas pour la plupart des cycles de l'ESCC. Font exception les cycles 2.1 et 2.2, où les répondants du cycle 2.1 ont été utilisés comme base de sondage pour le cycle 2.2. Par conséquent, il n'est pas facile de combiner les données des cycles 2.1 et 2.2 suivant l'approche individuelle.

Sous l'hypothèse d'indépendance entre les cycles, une estimation de la variance de la moyenne simple des trois cycles .1 peut être calculée comme il suit :

$$\begin{aligned} \hat{V}(\hat{\theta}_c^{avg}) &= \hat{V}\left(\frac{\hat{\theta}_1 + \hat{\theta}_2 + \hat{\theta}_3}{3}\right) \\ &= \frac{1}{9}[\hat{V}(\hat{\theta}_1) + \hat{V}(\hat{\theta}_2) + \hat{V}(\hat{\theta}_3)] \end{aligned}$$

Il est évident que la variance estimée de la moyenne des trois cycles est approximativement égale au tiers de la variance estimée d'une estimation provenant d'un seul cycle. Les erreurs types peuvent être calculées en prenant la racine carrée de la variance et les estimations du CV peuvent être obtenues par :

$$CV(\hat{\theta}_c^{avg}) = \frac{\sqrt{\hat{V}(\hat{\theta}_c^{avg})}}{\hat{\theta}_c^{avg}}$$

Dans certains cas, il est souhaitable d'estimer une moyenne pondérée plutôt qu'une simple moyenne, en accordant

plus de poids à une estimation qu'à une autre. Si un chercheur veut estimer le même paramètre  $\theta$  que celui décrit pour la moyenne simple, il peut produire des estimations distinctes  $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_k$  puis calculer une estimation composite ou une moyenne pondérée sous la forme :

$$\theta_c = \sum_{i=1}^k \alpha_i \hat{\theta}_i$$

$$\text{où } \sum_{i=1}^k \alpha_i = 1.$$

Si chaque estimation  $\hat{\theta}_i$  est une estimation sans biais de  $\theta$ , alors  $\hat{\theta}_c$  sera également sans biais, pour tout choix de  $\alpha_i$ . Autrement dit, si chaque cycle donne une estimation correcte de la même statistique constante pour la même population, le résultat combiné sera une estimation correcte de la même statistique.

Suivant l'analyse que l'on veut effectuer, plusieurs choix sont possibles pour  $\alpha_i$ . Certains d'entre eux incluent une fonction de pondération croissante, qui accorde plus de poids aux cycles les plus récents, ou une fonction de pondération basée sur les variances, qui produit une estimation plus efficace du paramètre de population (c.-à-d. ayant une variance plus faible). Pour de plus amples renseignements au sujet de ces méthodes, consulter Chu, Brick et Kalton<sup>6</sup>, ainsi que Korn et Graubard<sup>7</sup>.

Une fois que l'estimation composite est calculée en utilisant la valeur appropriée de  $i$ , il est possible de calculer une estimation de la variance sous forme d'une fonction des variances originales, puis d'estimer les erreurs types et les CV. Si l'on suppose que les cycles sont indépendants, la variance peut être estimée par :

$$\begin{aligned} \hat{V}(\hat{\theta}_c) &= \hat{V}\left(\sum_{i=1}^k \alpha_i \hat{\theta}_i\right) \\ &= \sum_{i=1}^k \alpha_i^2 \hat{V}(\hat{\theta}_i) \end{aligned}$$

Pour que l'approche individuelle produise une estimation sans biais d'un paramètre de population, les estimations que l'on combine doivent chacune être des estimations sans biais du même

paramètre de population. Comme il est mentionné plus haut, cela pose un problème dans le cas de l'ESCC, dont le but est de mesurer les caractéristiques d'une population en évolution à différents points dans le temps. Comme l'hypothèse d'une statistique constante est douteuse, ce qui rend la moyenne pondérée difficile à interpréter, il est recommandé aux utilisateurs qui s'intéressent à l'approche individuelle d'employer la moyenne simple, qui ne requiert pas cette hypothèse ou dont le résultat est plus facile à interpréter.

### L'approche groupée

L'approche groupée consiste à combiner les divers cycles de l'ESCC au niveau des microdonnées pour obtenir un ensemble de données qui peut être analysé comme s'il avait été recueilli auprès d'un seul échantillon d'une population. Cette approche est une option séduisante, parce qu'elle permet d'accroître la taille de l'échantillon et parce qu'après avoir combiné les données, il n'est pas nécessaire de retourner aux ensembles de données individuels.

Les inconvénients tiennent au fait que la manipulation des fichiers de données demande de plus grandes compétences techniques et qu'il ne s'agit pas d'une option pour les utilisateurs qui n'ont pas accès aux fichiers de microdonnées. Les utilisateurs des FMGD sont capables de calculer une estimation suivant l'approche groupée, mais ne peuvent pas calculer la variance parce que les tableaux des CV ne sont pas disponibles pour le fichier de données combinées.

Sous sa forme la plus élémentaire, un groupement des données consiste à prendre les fichiers de données individuels et les poids correspondants, puis à utiliser une simple instruction de fusion (merge) ou d'ensemble (set) dans SAS pour créer un fichier unique. Parallèlement, les fichiers de poids *bootstrap* doivent être combinés pour estimer la variance. Le fichier de données et le fichier de poids *bootstrap* résultants peuvent alors être traités

comme s'il s'agissait d'un seul échantillon provenant d'une seule population. Des estimations de taux et de proportions, ainsi que des modèles statistiques, peuvent être créées à l'aide des fichiers et de tout programme statistique capable d'estimer les variances en utilisant la méthode du *bootstrap*, tel que le programme Bootvar de Statistique Canada.

L'approche décrite plus haut pourrait ne pas convenir pour estimer des totaux. Par exemple, pour estimer le nombre de cas de diabète d'après deux enquêtes indépendantes auprès d'une même population, il est impossible d'additionner les poids d'échantillon provenant des deux enquêtes pour les répondants diabétiques, car cela surestimerait le total d'un facteur deux<sup>7</sup>. Une option consiste à rééchelonner les poids d'échantillonnage originaux  $w_i$  en les multipliant par le facteur  $\alpha_i$  afin de représenter la population d'intérêt, comme cela a été fait dans l'approche individuelle.

Plusieurs choix de  $\alpha_i$ <sup>8</sup> sont possibles. Comme l'hypothèse selon laquelle chaque cycle de l'ESCC peut être utilisé pour estimer le même paramètre de population est douteuse, il est conseillé de rééchelonner les poids en les multipliant par un facteur constant,  $\alpha_i = 1/k$ . Si les données de deux cycles sont combinées, cela signifie que  $\alpha_i = 0,5$ ; dans le cas de trois cycles,  $\alpha_i = 0,33$ . L'estimation résultante doit être interprétée comme représentant les caractéristiques de la population moyenne (ou une estimation de période), qui couvre les périodes combinées des cycles individuels. Dans ces conditions, l'hypothèse que le paramètre estimé est le même à chaque cycle n'est pas requise.

Il n'est pas toujours nécessaire d'ajuster les poids lorsque l'on regroupe les données. Si les poids sont corrigés, l'hypothèse est qu'ils le sont afin de représenter exactement une population. Le problème tient au fait que, si l'on combine des poids provenant de périodes différentes, les poids résultants ne représentent pas la population courante,

mais plutôt une population moyenne qui n'existe pas. Par conséquent, il pourrait être inapproprié de produire des totaux à l'aide d'un fichier combiné, que les poids soient ajustés ou non. Par ailleurs, les ratios, les proportions et les moyennes peuvent être des statistiques utiles si elles sont considérées comme des estimations de période. Pour ces types de statistiques, les résultats obtenus en utilisant les poids originaux ou les poids ajustés à l'aide d'un facteur commun  $\alpha_i = 1/k$  seront les mêmes. Il en est également ainsi pour les paramètres de régression, les poids étant utilisés dans le modèle afin de tenir compte du plan de sondage plutôt que pour produire des estimations pour une certaine population finie.

L'une des principales applications de l'approche groupée est l'analyse complexe fondée sur des modèles de régression<sup>1,2</sup>. Grâce à la plus grande taille d'échantillon disponible lorsqu'on utilise des données combinées, il est possible d'étudier des modèles de régression plus détaillés. En outre, l'effet de cycle/période peut être pris en considération dans le modèle et, s'il est significatif, neutralisé. D'autres facteurs, tels que l'effet de mode peuvent également être pris en considération et neutralisés dans ce genre de modèle, ce qui permet de combiner les résultats provenant de cycles différents qui, autrement, ne seraient pas comparables.

### Comparaison des approches

L'approche individuelle et l'approche groupée ne produisent pas toujours

la même estimation. Par exemple, le résultat de l'approche individuelle consistant à calculer une simple moyenne de deux ratios,  $a/b$  et  $c/d$ , n'est pas égal à celui de l'approche groupée, où l'on calcule une estimation sur une période, parce que, généralement parlant

$$\left(\frac{a}{b} + \frac{c}{d}\right) \neq \frac{(a+c)}{(b+d)}$$

Par conséquent, même si les deux méthodes sont valides, le choix dépend du but de l'analyse. Dans le cas d'une estimation pour l'ensemble du Canada par exemple, certains chercheurs pourraient choisir d'étudier la moyenne des estimations provinciales, ce qui revient à attribuer le même poids à chaque province (approche individuelle), tandis que d'autres pourraient vouloir examiner l'estimation nationale (approche groupée), qui est influencée davantage par les grandes provinces que par les petites.

Dans le cas de ratios tels qu'une proportion, les deux approches produisent généralement les mêmes résultats à condition que le paramètre estimé demeure constant entre les deux occurrences, ou que la population ne change pas. Pour des statistiques comme les paramètres de régression, il est parfois préférable d'utiliser une approche groupée pour calculer les paramètres au lieu de faire la moyenne des paramètres de régression calculés pour les divers cycles.

### Le projet de Durham

En 2007, la circonscription sanitaire de Durham (Ontario) a proposé de produire un rapport sur la santé des adolescents de la région en se servant des données combinées de l'ESCC. Il était prévu de prendre pour cible de l'*Adolescent Health Snapshot* le groupe des 12 à 19 ans et, dans la mesure du possible, les groupes des 12 à 14 ans et des 15 à 19 ans séparément. En se basant sur les données combinées de l'ESCC, les taux pour Durham seraient comparés aux taux provinciaux afin de révéler des différences ne se dégageant pas d'après les données d'un cycle seulement.

Les variables d'intérêt (généralement, des caractéristiques dont la prévalence est faible) étaient les suivantes :

- fumeurs quotidiens
- fumeurs quotidiens et occasionnels
- consommateurs d'alcool au moment de l'enquête
- grands buveurs
- activité sexuelle
- niveau d'activité physique
- inactivité physique
- consommation de fruits et de légumes
- utilisation d'équipement de protection (port du casque à bicyclette)
- embonpoint et obésité (indice de masse corporelle (IMC) des jeunes).

Après une première analyse afin de s'assurer que des données comparables provenant de plus d'un cycle de l'ESCC étaient disponibles, deux variables ont été éliminées :

**Tableau 1**  
Estimations de la prévalence des fumeurs quotidiens de 12 à 19 ans, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycles 1.1 à 3.1, région sociosanitaire de Durham

	Cycle 1.1			Cycle 2.1			Cycle 3.1		
	Nombre dans l'échantillon	Estimation	Coefficient de variation	Nombre dans l'échantillon	Estimation	Coefficient de variation	Nombre dans l'échantillon	Estimation	Coefficient de variation
<b>Total, groupe des 12 à 19 ans</b>	187	61 220	...	210	66 523	...	214	70 380	...
<b>Fumeurs quotidiens</b>	27	7 577	22,33%	18	4 598	29,30%	16	5 110	30,26%
<b>Proportion</b>	...	12,38%	22,33%	...	6,91%	29,30%	...	7,26%	30,26%

... n'ayant pas lieu de figurer

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001 (cycle 1.1); Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003 (cycle 2.1); Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005 (cycle 3.1).

- équipement de protection, à cause de modifications apportées au questionnaire entre les cycles;
- IMC, parce que la variable dérivée créée pour le cycle 3.1 n'était pas disponible pour les cycles 1.1 et 2.1.

Plusieurs autres variables possibles n'ont pas été incluses, parce qu'elles n'avaient pas été sélectionnées systématiquement comme contenu optionnel par la région de Durham. Ces variables sont les pensées suicidaires, l'insécurité alimentaire et la consommation de drogues illicites. (Un avantage secondaire du projet est qu'il a démontré la valeur de la combinaison de données de plusieurs cycles, ce qui pourrait influencer la sélection du contenu optionnel des régions dans l'avenir.)

La variable *fumeurs quotidiens* illustre le processus de combinaison des cycles. Pour toute analyse, il est recommandé de disposer d'au moins dix observations pour la caractéristique étudiée avant de calculer une estimation. Même en combinant les données, l'analyse du groupe des 12 à 14 ans a été impossible, à cause de la taille limitée de l'échantillon et du petit nombre de répondants qui fumaient quotidiennement. Cependant, il a été possible d'examiner la consommation quotidienne de cigarettes chez les jeunes de 15 à 19 ans de la région de Durham.

L'analyse préliminaire des données pour le groupe complet des 12 à 19 ans a consisté à calculer les estimations pour chaque cycle individuellement. Les résultats ont indiqué clairement que pour le groupe d'âge complet, la combinaison des cycles n'était pas nécessaire : pour chaque cycle, les estimations de la prévalence des fumeurs quotidiens étaient publiables, les coefficients de variation étant inférieurs au seuil d'exclusion recommandé de 33 % (tableau 1). L'analyse a également montré que la proportion de fumeurs quotidiens chez les 12 à 19 ans avait baissé fortement, pour passer d'un peu plus de 12 % au cycle 1.1 à environ 7 % aux cycles 2.1 et 3.1. Par conséquent, il aurait été incorrect de

conclure que les taux étaient les mêmes d'un cycle à l'autre, ce qui rendait donc inappropriées certaines méthodes de combinaison des cycles décrites plus haut. En outre, la baisse du taux d'usage du tabac donnait à penser qu'il ne convenait peut-être pas de combiner les données du cycle 1.1 à celles des autres cycles. Si cette chute du taux reflète une initiative stratégique importante, il serait préférable d'analyser les données combinées uniquement pour les périodes durant lesquelles la politique était en vigueur (cycles 2.1 et 3.1).

L'approche individuelle consistant à calculer une moyenne simple et l'approche groupée consistant à calculer une estimation de période ont été utilisées l'une et l'autre pour combiner les données des trois cycles. Les données combinées masquent les changements de comportement, notamment la réduction importante de l'usage du tabac chez les adolescents. En outre, l'estimation résultante prête à confusion, puisqu'elle diffère des taux publiés les plus récents. Pour ces raisons, il faut interpréter les estimations comme étant des moyennes de période plutôt que reflétant les taux actuels d'usage du tabac.

Dans le cas de l'*approche individuelle*, on a calculé la moyenne des estimations du pourcentage de fumeurs quotidiens :

$$(12,37 \% + 6,91 \% + 7,26 \%) / 3 = 8,67 \%$$

Pour estimer la variance, on a estimé la variance pour chaque cycle. Pour le cycle 1.1, la variance estimée a été calculée comme il suit :

$$\text{Variance estimée} = (\text{CV} \times \text{Estimation})^2 = (0,2233 \times 0,1238)^2 = 0,0008.$$

Des estimations comparables ont été calculées pour les cycles 2.1 et 3.1, soit 0,0004 et 0,0005, respectivement. Ces variances estimées ont ensuite été utilisées pour estimer la variance de l'estimation combinée, soit

$$\text{Variance combinée estimée} = (0,0008 + 0,0004 + 0,0005) / 9 = 0,0002.$$

Le CV pour l'estimation combinée a été calculé par

$$\text{CV combiné} = \text{racine carrée}(0,002) / 0,0867 = 16,3 \%,$$

ce qui représente une amélioration par rapport aux CV calculés pour un cycle seulement et est acceptable pour la diffusion, conformément aux lignes directrices concernant la publication.

Dans le cas de l'*approche groupée*, on a calculé une estimation de la période :

$$(7\ 577 + 4\ 598 + 5\ 110) / (61\ 220 + 66\ 523 + 70\ 380) = 17\ 285 / 198\ 123 = 8,72 \%$$

Le faible écart entre la moyenne simple et l'estimation de période est dû principalement à des variations de la taille de la population et du taux d'usage du tabac.

Pour l'approche groupée, les poids auraient pu être ajustés en divisant les poids originaux par trois, mais le résultat aurait été le même :

$$5\ 761 / 66\ 041 = 8,72 \%$$

Par contre, dans le cas des totaux, la population estimée était de 198 123 en utilisant les poids non ajustés, ce qui correspond approximativement à trois fois l'estimation pour chaque cycle. L'estimation groupée en utilisant les poids ajustés était 66 041, soit la moyenne des chiffres de population pour chaque cycle.

Pour estimer les variances dans le cas de l'approche groupée, on a utilisé *Bootvar* pour calculer les estimations par la méthode du *bootstrap*. L'estimation de la variance de l'estimation groupée était 0,0002, avec un CV correspondant de 15,3 %. Comme il est montré dans le cas de l'approche individuelle, il s'agit d'une amélioration par rapport aux estimations obtenues en traitant chaque cycle individuellement.

Enfin, nous nous attendions à ce qu'une comparaison des taux groupés pour la région de Durham au taux provincial révèle des écarts statistiquement significatifs, à cause de la plus grande précision due à l'accroissement de la taille de l'échantillon. En général, cela n'a pas

été le cas. Les écarts entre les taux pour l'Ontario et pour Durham étaient si faibles qu'il n'était pas possible de les déceler, même avec les tailles d'échantillon plus grandes.

## Conclusion

La combinaison des cycles de l'ESCC produit des échantillons de plus grande taille pour l'analyse et les estimations résultantes sont de meilleure qualité que celles obtenues en utilisant les données d'un seul cycle. Néanmoins, on ne peut supposer que les estimations

résultantes représentent la même population ou que les caractéristiques de la population sont les mêmes que celles qui se dégageraient de l'analyse des données d'un cycle seulement, même si la même question a été posée d'un cycle à l'autre. Au fil du temps, les personnes qui constituent la population et leurs caractéristiques évoluent. Les estimations basées sur les cycles combinés décrivent une population « artificielle » constituée de populations différentes étudiées à des moments différents. Par conséquent, les

chercheurs doivent déterminer quelles sont les implications pour leurs analyses avant de décider de combiner les données de plusieurs cycles. ■

## Références

1. M. Tremblay, C. Pérez, C. Ardem *et al.*, « Obésité, embonpoint et origine ethnique », *Rapports sur la santé*, 16(4), 2005, p. 25-37 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
2. M. Tjepkema, « Utilisation des services de santé par les gais, les lesbiennes et les bisexuels au Canada », *Rapports sur la santé*, 19(1), 2008, p. 57-70 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
3. L. Kish, « Le cumul ou la combinaison d'enquêtes démographiques », *Techniques d'enquête*, 25(2), 1999, p. 147-158 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
4. C.H. Alexander, « Les échantillons successifs de Leslie Kish et l'American Community Survey », *Techniques d'enquête*, 28(1), 2002, p. 35-41 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
5. M. St-Pierre et Y. Béland, « Mode effects in the Canadian Community Health Survey: a comparison of CAPI and CATI », *Proceedings of the American Statistical Association Meeting, Survey Research Methods*, Toronto, American Statistical Association, 2004.
6. A. Chu, J.M. Brick et G. Kalton, « Weights for combining surveys across time or space », *Bulletin of the International Statistical Institute: 52<sup>nd</sup> Session, Contributed Papers, Book 2*, 1999, p. 103-104.
7. E.L. Korn et B.I. Graubard, « *Analysis of Health Surveys* », New York, Wiley, 1999.
8. E.M. Friedman, D. Jang et V.T. Williams, « Combined Estimates from Four Quarterly Survey Data Sets », *Proceedings from the Joint Statistical Meetings – Section on Survey Research Methods*, 2002, p. 1064-1069.