L'ESPÉRANCE DE VIE AJUSTÉE EN FONCTION DE L'ÉTAT DE SANTÉ AU CANADA :

Rapport de 2012 présenté par l'Agence de la santé publique du Canada

Préparé par le comité directeur sur l'espérance de vie ajustée
en fonction de l'état de santé de l'Agence de la santé publique du Canada

Agence de la santé publique du Canada | Public Health Agency of Canada

Canada

Promouvoir et protéger la santé des Canadiens grâce au leadership, aux partenariats, à l'innovation et aux interventions en matière de santé publique.

— Agence de la santé publique du Canada

L'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé au Canada : Rapport de 2012 présenté par l'Agence de la santé publique du Canada est disponible sur Internet à l'adresse suivante :
http://www.phac-aspc.gc.ca/publications-fra.php

Also available in English under the title:
Health-Adjusted Life Expectancy in Canada: 2012 Report by the Public Health Agency of Canada

Pour commentaires ou pour obtenir des exemplaires supplémentaires, veuillez communiquer avec :

Division de la surveillance et du contrôle des maladies chroniques
Agence de la santé publique du Canada
Ottawa (Ontario) K1A 0K9
Tél. : (613) 960-0595
Téléc. : (613) 960-0944
Courriel : chronic.publications.chronique@phac-aspc.gc.ca

On peut obtenir, sur demande, la présente publication en formats de substitution.

Citation suggérée :
Comité directeur sur l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de l'Agence de la santé publique du Canada. *L'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé au Canada : Rapport de 2012 présenté par l'Agence de la santé publique au Canada.* Ottawa, Sa Majesté la Reine du Chef du Canada, représentée par le ministre de la Santé, 2012.

© Sa Majesté la Reine du Chef du Canada, 2012

Imprimé Cat. : HP35-32/2012F
ISBN : 978-1-100-99222-8

PDF Cat. : HP35-32/2012F-PDF
ISBN : 978-1-100-99223-5

MEMBRES DU COMITÉ DIRECTEUR SUR L'ESPÉRANCE DE VIE AJUSTÉE EN FONCTION DE L'ÉTAT DE SANTÉ DE L'AGENCE DE LA SANTÉ PUBLIQUE DU CANADA

Centre de prévention et de contrôle des maladies chroniques (CPCMC)
Bernard C.K. Choi (président)
Eric Driscoll
Joellyn Ellison
XiaoHong Jiang
Lidia Loukine
Howard Morrison
Robert Semenciw
Feng Wang
Chris Waters
Rita Zhang

Bureau du chef des services financiers (BCSF)
Priya Bakshi
August J. Saaltink
Carl Yue

Direction des initiatives stratégiques et des innovations (DISI)
Albert Kwan
Wei Luo

Centre pour la promotion de la santé (CPS)
Heather Orpana

Bureau de la pratique en santé publique (BPSP)
Alan Diener

MESSAGE DE L'ADMINISTRATEUR EN CHEF DE LA SANTÉ PUBLIQUE

Il est bien connu que les facteurs sociaux, environnementaux, comportementaux et génétiques, ainsi que leurs interactions, ont des conséquences importantes sur la santé et l'espérance de vie générale de la population.

Pour mieux décrire la santé de la population, il est utile d'avoir une mesure globale qui inclut la qualité de vie et sa durée. L'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS) est le nombre d'années moyen qu'une personne peut s'attendre à vivre en bonne santé. Le premier rapport sur l'EVAS de l'Agence de la santé publique du Canada compare la façon dont les maladies chroniques et le statut socio-économique influencent l'espérance de vie en santé prévue à la naissance, à divers âges et par sexe.

Les conclusions du rapport indiquent que les maladies chroniques, comme le diabète, l'hypertension et le cancer, sont associées à une diminution importante de l'EVAS. Les conclusions indiquent aussi que, selon l'EVAS, il existe des inégalités de santé en fonction du revenu.

L'information que contient ce rapport contribuera à faire de l'EVAS une mesure importante de l'état de santé des populations. Elle appuiera le dialogue dans le domaine de la santé publique sur la réduction des écarts de santé dans notre société.

Je vous encourage à utiliser les conclusions de ce rapport pour appuyer ou alimenter votre travail actuel et à nous faire connaître vos propres observations concernant la pertinence de l'EVAS pour la mesure de la santé de la population et la production de rapports la concernant.

Dr David Butler-Jones
Administrateur en chef de la santé publique
Agence de la santé publique du Canada

TABLE DES MATIÈRES

REMERCIEMENTS . . . . . **IV**

SOMMAIRE . . . . . **V**

CHAPITRE 1 : Introduction 1

CHAPITRE 2 : Méthodes générales de calcul de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé et résultats pour l'ensemble de la population 5

CHAPITRE 3 : Espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des Canadiens atteints ou non de diabète et/ou d'hypertension artérielle à l'âge adulte 9

CHAPITRE 4 : Espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des Canadiens atteints ou non de cancer 19

CHAPITRE 5 : Espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé selon le revenu 30

CHAPITRE 6 : Discussion 36

ANNEXES

ANNEXE A : Méthodes de calcul fondées sur la prévalence et sur l'incidence 40

ANNEXE B : Supplément aux méthodes de calcul de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé, selon la présence ou l'absence de maladies chroniques 42

ANNEXE C : Supplément aux résultats du chapitre 3 45

ANNEXE D : Recommandations visant à améliorer la méthode standardisée qu'emploie l'Agence de la santé publique du Canada pour calculer l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé, selon la présence ou l'absence des maladies chroniques 57

ANNEXE E : Supplément aux résultats du chapitre 4 62

ANNEXE F : Ensemble de stratégies permettant de mesurer l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé selon le revenu 67

ANNEXE G : Espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé, selon le niveau de scolarité 73

ANNEXE H : Algorithme de calcul de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé, selon la présence ou l'absence de maladies chroniques 76

REMERCIEMENTS

En plus de donner des précisions relatives au projet, le comité directeur sur l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de l'Agence de la santé publique du Canada a rédigé et revu l'essentiel du présent rapport. Le comité directeur tient à saluer chaleureusement le travail de trois conseillers scientifiques externes, Messieurs Kevin Brand (de l'Université d'Ottawa), Doug Manuel (de l'Institut de recherche de l'Hôpital d'Ottawa) et Russell Wilkins (de Statistique Canada), qui, en qualité d'experts, ont enrichi le projet en contribuant à la rédaction et à l'examen du rapport.

L'équipe de soutien technique sur l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de l'Agence de la santé publique du Canada a fourni des analyses statistiques et un soutien technique dans le cadre du projet. Les membres de l'équipe de soutien technique sont : Feng Wang (président), Bernard C.K. Choi, Alan Diener, Joellyn Ellison, XiaoHong Jiang, Lidia Loukine, Robert Semenciw, Chris Waters, Carl Yue et Rita Zhang.

L'équipe de diffusion du projet sur l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de l'Agence de la santé publique du Canada a prévu la soumission de manuscrits auprès de différentes revues scientifiques, ainsi que des présentations dans le cadre de conférences canadiennes et internationales. Les membres de l'équipe de diffusion sont : Heather Orpana (présidente), Priya Bakshi, Bernard C.K. Choi, Alan Diener, Lidia Loukine, Feng Wang, Chris Waters and Carl Yue.

Le comité directeur remercie ses conseillères techniques francophones pour leur revue critique de la version française du rapport : Claudia Lagacé, Catherine Pelletier et Cynthia Robitaille, du Centre de prévention et de contrôle des maladies chroniques. L'équipe de production du rapport a été dirigée par Ashleigh Hoey et Annie J. Stewart, aussi du Centre de prévention et de contrôle des maladies chroniques.

Certains passages du rapport — soit deux paragraphes apparaissant au chapitre 1 (paragraphes 3 et 4 de la page 2) ainsi que le contenu intégral de l'annexe F — proviennent d'un rapport rédigé par Monsieur Kevin Brand, professeur à l'Université d'Ottawa, et présenté à l'Agence de la santé publique du Canada. Monsieur Brand a autorisé la reproduction de ces passages dans la version anglaise du document, dont la présente constitue la traduction française.

Notons que, dans le présent rapport, les mots de genre masculin appliqués aux personnes désignent les hommes et les femmes.

SOMMAIRE

L'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé est un indicateur du nombre moyen d'années de vie en bonne santé que peut s'attendre à connaître une personne. Il s'agit d'une mesure agrégée qui englobe la durée de la vie et la qualité de la vie. Autrement dit, l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé combine l'expérience de mortalité et l'expérience de morbidité en une simple mesure agrégée de la santé de la population. La statistique ainsi obtenue peut être utile à l'évaluation du fardeau imposé par les maladies et les blessures, à l'étude des facteurs de risque au sein d'une population, ainsi qu'à l'examen du rendement des efforts déployés dans le domaine de la santé publique.

Le présent rapport, publié par l'Agence de la santé publique du Canada, fournit des estimations de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des Canadiens, selon que ces derniers soient atteints ou non de certaines maladies chroniques (diabète et cancer) ou de certains états chroniques (hypertension artérielle) et selon leur situation socio-économique (revenu). Les estimations sont présentées pour les femmes et les hommes de même que pour différents groupes d'âge.

Il existe un lien entre une situation socio-économique défavorable et la diminution de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé. En 2001, au Canada, les femmes et les hommes se trouvant dans le tertile supérieur de revenu avaient, à la naissance, une espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de 72,3 années et 70,5 années, respectivement. Par rapport aux membres de la catégorie de revenu la plus élevée, les personnes se trouvant dans le tertile inférieur de revenu affichaient une espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé moins élevée à la naissance, l'écart étant de 3,2 années pour les femmes et 4,7 années pour les hommes.

Les maladies et les états chroniques s'accompagnent d'une diminution notable de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé. Les estimations de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé selon la présence ou l'absence de maladies chroniques ont été établies à partir de l'expérience de mortalité et de l'expérience de morbidité des personnes atteintes ou non de diabète et/ou d'hypertension artérielle (pour la période de 2004 à 2006) et des personnes atteintes ou non de cancer (pour la période de 2002 à 2005). Selon les résultats de l'étude, la cohorte de personnes atteintes de diabète à 55 ans connaît une diminution de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de 5,8 années pour les femmes et 5,3 années pour les hommes par rapport à la cohorte non atteinte de diabète. Pour sa part, la diminution estimée que connaît la cohorte de personnes atteintes d'hypertension artérielle à 55 ans s'établit à 2,0 années pour les femmes et 2,7 années pour les hommes par rapport à la cohorte non atteinte de diabète. Enfin, la cohorte de personnes atteintes de cancer à 65 ans connaît une diminution de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de 10,3 années pour les femmes et 9,2 années pour les hommes.

Le présent rapport communique des renseignements qui s'avéreront utiles aux chercheurs, aux praticiens et aux responsables des politiques dans le domaine de la santé publique. À l'avenir, d'autres rapports pourront élargir la portée de l'analyse afin d'aborder l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé selon la présence ou l'absence de certains facteurs de risque comportementaux comme l'obésité, l'inactivité physique ou le tabagisme.

CHAPITRE 1

Introduction

L'Agence de la santé publique du Canada est fière de publier son premier rapport sur l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé au Canada. Ce rapport s'inscrit dans la mission de l'Agence, qui consiste à promouvoir et protéger la santé des Canadiens. Le rapport vise avant tout à proposer un résumé de la littérature actuelle et à communiquer les premiers résultats concernant l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé estimée pour certaines sous-populations de Canadiens atteints ou non de maladies chroniques (comme le diabète, l'hypertension artérielle ou le cancer) ainsi que l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé selon la situation socio-économique (notamment le revenu ou le niveau de scolarité).

L'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé est une mesure composite qui donne une estimation plus complète de la santé de la population que l'espérance de vie courante (ou « ordinaire »). Cette mesure combine en une seule statistique les mesures de morbidité et de mortalité selon l'âge et le sexe. L'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé se définit comme le nombre moyen d'années de vie en bonne santé que devrait connaître une personne, compte tenu de la mortalité et de la morbidité courantes au moment où est établie la mesure [1]. Cette estimation s'obtient en soustrayant le nombre d'années de vie en mauvaise santé — pondéré selon la gravité de l'état de santé — de l'espérance de vie générale du moment (espérance de vie actuarielle). De nos jours, il est généralement reconnu que le suivi et l'analyse appropriés de la santé de la population exigent non seulement des données sur la mortalité, mais aussi des renseignements sur la morbidité (y compris l'incapacité).

Des mesures comme l'espérance de vie et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé sont compréhensibles de façon intuitive pour le grand public, car elles évaluent la santé en fonction d'un critère que peuvent reconnaître la plupart des gens, soit la longueur de la vie ou sa durée « espérée ». Cependant, les données servant à établir ces mesures ne portent pas sur toute la vie d'une personne ou d'une population. La perspective fondée sur les parcours de vie repose plutôt sur une simulation qui recourt exclusivement à des données transversales, c'est-à-dire des données mesurées à un moment précis. Voilà pourquoi l'espérance de vie et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé sont des mesures dites « actuarielles » ou « du moment ». La conversion des données transversales, aux fins de création d'une mesure longitudinale agrégée, s'avère cruciale pour l'interprétation des estimations relatives aux sous-populations.

Les chapitres 3 et 4 du présent rapport s'intéressent à une solution novatrice qui exploite une version adaptée de la table de mortalité du moment afin d'établir des aperçus de la santé de la population pour certains groupes de maladies (à titre indicatif). Il existe une grande similitude entre la table de mortalité du moment classique et la version adaptée utilisée dans le présent rapport. Par conséquent, il serait tentant d'interpréter de façon identique les résultats communiqués pour différentes maladies et les résultats fournis par la table de mortalité du moment classique. Cependant, la méthode fondée sur la table de mortalité classique et la méthode fondée sur la version adaptée comportent de subtiles différences qui en font des solutions distinctes. Contrairement aux résultats fournis par la table de mortalité classique (comme l'espérance de vie à la naissance ou l'espérance de vie résiduelle à un âge donné — 65 ans ou autre), les résultats communiqués pour différentes maladies ne constituent pas des indicateurs raisonnables du pronostic à poser pour un membre de la population visée, sélectionné au hasard. Par exemple, l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé résiduelle d'une personne atteinte d'une maladie (comme le cancer) à 65 ans ne procurerait aucun renseignement utile à une personne âgée de 65 ans atteinte du cancer faisant partie de la population visée. L'aperçu de l'espérance de vie (résiduelle) ou de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé se présente plutôt comme une statistique agrégée pratique. La méthode fondée sur la version adaptée de la table de mortalité du moment fournit simplement un algorithme mathématique uniformisé qui sert à créer, à partir d'une série de taux de mortalité selon l'âge, une statistique agrégée s'apparentant à un taux comparatif de mortalité.

Il est bien connu qu'en plus de diminuer notablement l'espérance de vie, les maladies et les états chroniques diminuent le nombre d'années de vie en bonne santé que peut s'attendre à connaître une personne. Dans le présent rapport, les chapitres portant sur différentes maladies évaluent l'espérance de vie et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des personnes ayant reçu un diagnostic de diabète sucré, d'hypertension artérielle ou de cancer. Ces estimations s'appuient sur l'expérience de mortalité et l'expérience de morbidité vécues par des sous-populations particulières pour une période précise. Il s'agit donc de statistiques descriptives transversales plutôt que d'estimations prévisionnelles. Les maladies auxquelles s'attarde le rapport ont été choisies parce qu'elles entraînent une morbidité et une mortalité élevées et parce qu'il existe des données suffisantes pour effectuer les analyses.

En 2006, le Canada comptait environ deux millions de personnes âgées d'au moins 1 an (6,2 % de la population totale) ayant reçu un diagnostic de diabète [2] ainsi que près de six millions d'adultes âgés d'au moins 20 ans (22,7 % de la population totale) ayant reçu un diagnostic d'hypertension artérielle [3]. Le diabète et l'hypertension artérielle sont des affections qui vont souvent de pair. Par rapport à une personne qui ne souffre pas de la maladie, un individu ayant reçu un diagnostic de diabète sera trois fois plus sujet à avoir reçu ou à recevoir également un diagnostic d'hypertension artérielle. Environ 63 % des adultes canadiens atteints de diabète souffrent aussi d'hypertension artérielle [2]. Ces deux affections s'accompagnent d'un risque accru de développer d'autres maladies graves (crises cardiaques, accidents vasculaires cérébraux ou insuffisance rénale). Elles contribuent donc à une détérioration de la santé, à une mortalité prématurée et, par le fait même, à une diminution de l'espérance de santé.

Partout dans le monde, le cancer constitue l'une des principales causes de décès des populations des pays développés. Au Canada, le nombre de personnes qui reçoivent un diagnostic de cancer ou qui succombent à cette maladie connaît une progression [4]. En moyenne au Canada, vingt personnes reçoivent un diagnostic de cancer et huit individus en meurent par heure. Le cancer se traduit par un fort taux de mortalité et par une grave détérioration de la santé des personnes atteintes, ce qui provoque une diminution marquée de l'espérance de vie et de l'espérance de vie en santé. Le Canada est l'un des rares pays du monde à disposer d'un registre du cancer fondé sur la population, utile au calcul de la survie des populations et à l'estimation de l'espérance de vie. Conjugués avec une mesure de la qualité de vie liée à la santé, les renseignements sur la survie des populations peuvent servir à l'évaluation de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé.

Le développement de la santé de la population est un objectif important pour tous les gouvernements, qu'il s'agisse d'administrations locales, territoriales, provinciales, fédérales ou internationales. De nos jours, on porte un intérêt particulier à la comparaison de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des sous-populations selon le revenu. De plus en plus, la santé des personnes défavorisées alimente des préoccupations bien définies, et la réduction des inégalités en matière de santé entre les nantis et les démunis suscite un intérêt. Dans ce domaine, l'enrichissement du savoir sur la nature et l'étendue des inégalités attribuables à la situation socio-économique et à la présence des maladies chroniques permettrait de bien cibler les efforts portant sur la réduction des inégalités entre les sous-populations visées [5-8].

Le Canada dispose de mécanismes solidement enracinés pour faire rapport sur l'état de santé moyen ou typique des Canadiens. Il en va tout autrement des protocoles de mesure courante des inégalités en matière de santé. À cet égard, les méthodes actuelles s'apparentent davantage à un ensemble d'initiatives hétérogènes, plutôt qu'à un protocole en bonne et due forme. Bien que de nombreuses analyses aient été effectuées pour le Canada [9], il reste encore à instaurer une pratique de mesure bien établie, fondée sur un protocole courant et cohérent qui soit appliqué de façon régulière [10].

En tant que mesure agrégée de la santé de la population, l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé conserve un caractère passablement nouveau. Cependant, son utilisation a déjà permis de mettre au jour de nombreuses disparités en matière de santé entre les hommes et les femmes. Il est bien connu que les femmes affichent une meilleure longévité que les hommes. Dans l'ensemble, cependant, l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé révèle que les années supplémentaires de vie que connaissent les femmes ne sont pas toujours liées à une bonne santé. Les états chroniques comptent parmi les principaux

facteurs de diminution de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé. Or, nombre d'états chroniques guettent davantage les femmes que les hommes. En outre, par rapport aux hommes, les femmes sont deux fois plus sujettes à être atteintes d'au moins deux états chroniques simultanés (comorbidités) ou à déclarer souffrir d'incapacités qui affectent leur vie quotidienne [11].

En complément de telles observations relatives aux disparités en matière de santé fondées sur le sexe, le présent rapport propose un examen des inégalités en matière de santé fondées sur le revenu au Canada. Outil efficace pour donner un aperçu de l'état de santé, l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé pourrait s'avérer très utile pour mesurer l'étendue des différences en matière de santé qui résultent de l'influence des facteurs socio-économiques.

Le présent rapport se divise en six chapitres. L'introduction est suivie d'un chapitre qui examine les méthodes générales de calcul de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé et qui reprend certaines estimations déjà publiées de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé et de l'espérance de vie à la naissance pour l'ensemble de la population canadienne. Les chapitres 3 à 5 s'intéressent à l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé établie pour les Canadiens atteints ou non de diabète et/ou d'hypertension artérielle, pour les Canadiens atteints ou non de cancer, ainsi que pour différentes catégories de revenu. Chacun de ces chapitres décrit les méthodes et la recherche qui sous-tendent les observations relatives aux sous-populations visées. Les annexes renferment des renseignements supplémentaires à l'intention des lecteurs intéressés à approfondir ces questions, y compris des détails sur l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé selon le niveau de scolarité. Les nouvelles données présentées au chapitre 3 (au sujet du diabète et de l'hypertension artérielle) et au chapitre 4 (au sujet du cancer) sont le fruit d'analyses effectuées par l'équipe de soutien technique sur l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de l'Agence de la santé publique du Canada. En guise de conclusion, le chapitre 6 propose une discussion sur les principales constatations formulées dans le rapport.

Références

1. Organisation mondiale de la santé. *Healthy Life Expectancy (HALE) at Birth (Years)*, Organisation mondiale de la santé, [2010] (consulté le 20 mai 2009). Sur Internet : http://www.who.int/whosis/indicators/2007HALE0/en

2. Agence de la santé publique du Canada. *Le diabète au Canada : Rapport du Système national de surveillance du diabète, 2009*, Ottawa, Sa Majesté la Reine du Chef du Canada, représentée par le ministre de la Santé, 2009 (consulté le 13 septembre 2010). Sur Internet : http://www.phac-aspc.gc.ca/publicat/2009/ndssdic-snsddac-09/index-fra.php

3. Agence de la santé publique du Canada. *Rapport du Système national de surveillance des maladies chroniques : L'hypertension au Canada, 2010*, Ottawa, Sa Majesté la Reine du Chef du Canada, représentée par le ministre de la Santé, 2010 (consulté le 13 septembre 2010). Sur Internet : http://www.phac-aspc.gc.ca/cd-mc/cvd-mcv/ccdss-snsmc-2010/index-fra.php

4. Comité directeur de la Société canadienne du cancer. *Statistiques canadiennes sur le cancer 2010*, Toronto, Société canadienne du cancer, 2010 (consulté le 13 septembre 2010). Sur Internet : http://www.cancer.ca/Canada-wide/About%20cancer/Cancer%20statistics/~/media/CCS/Canada%20wide/Files%20List/liste%20de%20fichiers/PDF%20-%20Policy%20-%20Canadian%20Cancer%20Statistics%20-%20French/Canadian%20Cancer%20Statistics%202010%20-%20French.ashx

5. Wolfson, M.C. « Espérance de vie ajustée sur la santé », *Rapports sur la santé*, vol. 8, n° 1 (été 1996), p. 43-49. Statistique Canada, n° 82-003-XPF au catalogue.

6. Murray, C.J.L., M. Ezzati, A.D. Lopez, A. Rodgers et S. Vander Hoorn. « Comparative Quantification of Health Risks: Conceptual Framework and Methodological Issues », *Population Health Metrics*, vol. 1, article n° 1 (2003).

7. Ezzati, M., et D.M. Kammen. « The Health Impacts of Exposure to Indoor Air Pollution from Solid Fuels in Developing Countries: Knowledge, Gaps and Data Needs », *Environmental Health Perspectives*, vol. 110, n° 11 (novembre 2002), p. 1057-1068.

8. McMichael, A.J. « Prisoners of the Proximate: Loosening the Constraints on Epidemiology in an Age of Change », *American Journal of Epidemiology*, vol. 149, n° 10 (15 mai 1999), p. 887-897.

9. Agence de la santé publique du Canada. *Rapport de l'administrateur en chef de la santé publique sur l'état de la santé publique au Canada, 2008*, Ottawa, Sa Majesté la Reine du Chef du Canada, représentée par le ministre de la Santé, 2008 (consulté le 4 août 2010). Sur Internet : http://www.phac-aspc.gc.ca/cphorsphc-respcacsp/2008/fr-rc/index-fra.php

10. Brand, K.P. *Monitoring Health Inequality by Income: A Review of Possible Approaches*, rapport préparé pour l'Agence de la santé publique du Canada, Ottawa, 26 mars 2010.

11. Donner, L., H. Isfeld, M. Haworth-Brockman et C. Forsey. *A Profile of Women's Health in Manitoba*, Winnipeg, Centre d'excellence pour la santé des femmes – région des Prairies, novembre 2008.

CHAPITRE 2

Méthodes générales de calcul de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé et résultats pour l'ensemble de la population

Il existe différentes méthodes de calcul de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé. Toutes ces méthodes se répartissent en deux grandes catégories, selon qu'elles soient fondées sur la prévalence ou sur l'incidence (pour de plus amples renseignements, consulter la figure 2-1 ainsi que l'annexe A). En règle générale, une méthode fondée sur la prévalence exploite des tables de mortalité ordinaires (du moment) et des mesures de prévalence de l'incapacité ou de l'état de santé. Une méthode fondée sur l'incidence exploite plutôt des tables de mortalité de cohortes multidimensionnelles (ou un modèle de microsimulation) et des mesures d'incidence de l'incapacité ou de l'état de santé qui intègrent des données sur la probabilité de passer d'un état de santé donné à l'autre, en tenant compte des données spécifiques à l'état de santé [1].

La stratégie uniformisée de calcul de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé préconise, dans un premier temps, l'utilisation des taux de mortalité par âge pour établir une table de mortalité du moment et, dans un deuxième temps, le croisement de cette table avec une mesure de prévalence de l'incapacité ou de la qualité de vie liée à la santé comme l'indice de l'état de santé (aussi appelé *Health Utility Index* ou *Health Utility Index Mark 3*) ou l'indice du bien-être (aussi appelé *Quality of Well-Being Index* ou *Quality of Well-Being Scale*) [2, 3]. L'appellation « méthode de Sullivan » sert souvent à désigner cette méthode fondée sur la prévalence — en reconnaissance des travaux d'avant-garde réalisés par Daniel Sullivan dans le domaine de l'espérance de santé [4]. D'ordinaire, pour recueillir des données sur l'incapacité ou sur la qualité de vie liée à la santé, on a recours à des enquêtes sur la santé de la population. Par exemple, en interrogeant directement les individus, l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) permet de recueillir des données sur l'indice de l'état de santé. Sur le plan mathématique, l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé redéfinit la formule classique de l'espérance de vie, puisqu'elle change la mesure du nombre d'années de vie vécues par une mesure de la qualité de vie liée à la santé. Les formules de l'espérance de vie et de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé s'énoncent comme suit :

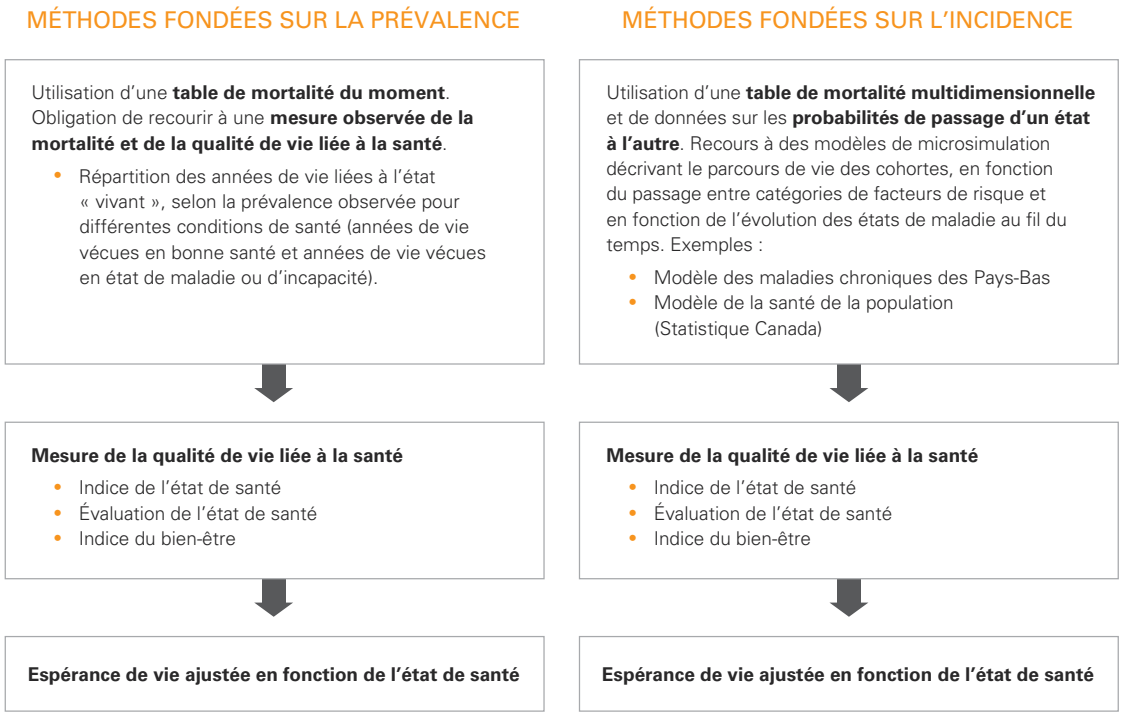
$$EV_x = \frac{\sum_{i=x}^{w} L_i}{l_x}$$

$$EVAS_x = \frac{\sum_{i=x}^{w} (L_i * H_i)}{l_x}$$

Où :

- EV désigne l'espérance de vie ordinaire;
- $EVAS$ désigne l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé;
- x désigne l'âge exact pour lequel on cherche à estimer l'espérance de vie ou l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé;
- i désigne un indice correspondant à la limite inférieure (x) de l'intervalle d'âge (x, $x + a$);
- L_i désigne le nombre d'années de vie vécues dans le groupe d'âge (x, $x + a$);
- l_x désigne le nombre de survivants à l'âge x;
- H_i désigne une cote ou un facteur de pondération correspondant à la valeur moyenne de la mesure de la qualité de vie liée à la santé pour le groupe d'âge (x, $x + a$), sachant que H_i = 1,0 représente la pleine santé;
- w désigne le nombre total de groupes d'âge dans la table de mortalité.

FIGURE 2-1. Méthodes de calcul de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé



On trouve, dans les chapitres du présent rapport, une description des méthodes précises servant au calcul de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé pour différents sous-groupes de la population canadienne. La rubrique suivante communique les plus récents résultats connus touchant l'ensemble de la population.

RÉSULTATS PUBLIÉS PAR STATISTIQUE CANADA : ESPÉRANCE DE VIE À LA NAISSANCE AJUSTÉE EN FONCTION DE L'ÉTAT DE SANTÉ

Le tableau 2-1 présente des estimations de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé et de l'espérance de vie ordinaire à la naissance pour l'ensemble de la population canadienne. Précédemment publiés par Statistique Canada, ces résultats s'appuient sur des données sur la mortalité recueillies pour 2000 et 2001. En 2001, l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé à la naissance de l'ensemble des Canadiens (excluant les habitants des territoires) était de 70,8 années pour les femmes et 68,3 années pour les hommes. Comme le souligne Wolfson, l'écart entre l'espérance de vie et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé peut être vu comme une mesure du fardeau d'un mauvais état de santé [5]. À la naissance, cet écart s'établissait à 11,2 années pour les femmes et 8,6 années pour les hommes. Les femmes passent une plus grande partie de leur vie dans un état malade (14 %, soit 11,2 + 82,0 années) que les hommes (11 %, soit 8,6 + 76,9 années).

TABLEAU 2-1. Espérance de vie et espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS) à la naissance, selon le sexe, Canada et provinces, 2001

	FEMMES		HOMMES	
	Espérance de vie	**EVAS**	**Espérance de vie**	**EVAS**
CANADA[1]	82,0	70,8	76,9	68,3
Terre-Neuve-et-Labrador	80,4	70,2	75,1	68,4
Île-du-Prince-Édouard	82,0	71,7	75,2	67,3
Nouvelle-Écosse	81,3	70,1	76,2	66,5
Nouveau-Brunswick	81,8	70,9	76,0	67,4
Québec	82,1	72,0	76,3	69,0
Ontario	82,0	70,1	77,3	68,2
Manitoba	81,2	70,4	75,5	66,7
Saskatchewan	81,7	70,2	76,2	67,3
Alberta	82,1	69,7	77,0	67,6
Colombie-Britannique	82,9	71,2	78,0	68,9

SOURCES : Statistique Canada, CANSIM – Tableau 102-0121 et produit no 82-221-X au catalogue.
Sur Internet : http://www.statcan.gc.ca/tables-tableaux/sum-som/l02/cst01/hlth67-fra.htm

[1] Canada excluant les territoires.

À l'échelle des différentes provinces, l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé varie chez les femmes entre 69,7 années en Alberta et 72,0 années au Québec. Pour les hommes, elle fluctue entre 66,7 années au Manitoba et 69,0 années au Québec. La répartition provinciale des estimations de l'espérance de vie ne correspond pas à celle des estimations de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé. En ce qui concerne l'espérance de vie, les résultats observés pour les femmes se situent entre 80,4 années à Terre-Neuve-et-Labrador et 82,9 années en Colombie-Britannique. Pour les hommes, l'espérance de vie s'étend plutôt de 75,1 années à Terre-Neuve-et-Labrador à 78,0 années en Colombie-Britannique.

Le tableau présente les résultats selon la province, mais il aurait été possible de considérer d'autres facteurs géographiques afin d'établir des comparaisons, notamment au niveau des régions urbaines et rurales, des régions du Nord ou du Sud ou encore des régions plus ou moins isolées. En ce qui concerne l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé à 25 ans, le chapitre 5 aborde les différences liées au revenu tandis que l'annexe G se penche sur les différences liées au niveau de scolarité.

Références

1. Wolfson, M.C., C.N. McIntosh, P. Finès et R. Wilkins. *Refining the Measurement of Health Inequalities in Canada – New Data, New Approaches*, document préparé pour la 30e Conférence générale de l'Association internationale de recherches sur le revenu et la fortune, 24 au 30 août 2008, Portoroz (Slovénie), 2008 (consulté le 22 février 2010). Sur Internet : http://www.iariw.org
2. Horsman, J., W. Furlong, D. Feeny et G. Torrance. « The Health Utilities Index (HUI): Concepts, Measurement Properties and Applications », *Health and Quality of Life Outcomes*, vol. 1, n° 54 (2003), p. 1-13.
3. Kaplan, R.M., J.P. Anderson et T.G. Ganiats. « The Quality of Well-Being Scale: Rationale for a Single Quality of Life Index », dans S.R. Walker et R.M. Rosser, éd., *Quality of Life Assessment: Key Issues in the 1990s*, Boston, Kluwer, 1999, p. 65-95.
4. Sullivan, D.F. « A Single Index of Mortality and Morbidity », *HSMHA Health Reports*, vol. 86, n° 4 (avril 1971), p. 347-354.
5. Wolfson, M.C. « Espérance de vie ajustée sur la santé », *Rapports sur la santé*, vol. 8, n° 1 (été 1996), p. 43-49. Statistique Canada, n° 82-003-XPF au catalogue.

CHAPITRE 3

Espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des Canadiens atteints ou non de diabète et/ou d'hypertension artérielle à l'âge adulte

OBJET

Ce chapitre décrit la méthode servant au calcul de l'espérance de vie et de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des Canadiens atteints ou non de diabète et/ou d'hypertension artérielle, à partir des données sur la mortalité recueillies entre 2004 et 2006 ainsi que des données sur la morbidité recueillies entre 2000 et 2005. Le chapitre présente également les résultats issus de l'analyse de ces sous-populations.

MÉTHODES

L'analyse des données qui sous-tend ce chapitre a été effectuée par l'équipe de soutien technique sur l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de l'Agence de la santé publique du Canada. Les méthodes retenues s'apparentent de près à celles utilisées par Manuel et ses collaborateurs [1-3]. On trouvera à l'annexe H la documentation technique (description de l'algorithme) sous-jacente aux méthodes, y compris les sources de données et les programmes SAS servant à calculer l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé. Cette annexe s'adresse aux personnes qui connaissent les statistiques et qui voudraient reproduire les calculs menant aux résultats publiés dans ce chapitre.

SOURCES DE DONNÉES

Les données sur la mortalité et la population suffisent au calcul de l'espérance de vie. Par contre, une mesure de la qualité de vie liée à la santé est nécessaire afin d'estimer l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé ainsi que la variance et les intervalles de confiance à 95 % correspondants. La mesure retenue aux fins de la présente analyse est l'indice de l'état de santé (voir l'annexe B pour obtenir de plus amples renseignements) [4].

SYSTÈME CANADIEN DE SURVEILLANCE DES MALADIES CHRONIQUES

Le Système canadien de surveillance des maladies chroniques est un réseau de collaboration auquel participent les systèmes de surveillance des maladies chroniques des provinces et des territoires et qui bénéficie de l'appui de l'Agence de la santé publique du Canada. Ce réseau a été mis sur pied en vue d'enrichir la gamme des renseignements disponibles à propos du fardeau des maladies chroniques au Canada, de façon à aider les responsables des politiques, les chercheurs, les professionnels de la santé et le grand public à faire de meilleurs choix par rapport à la santé publique et à la santé personnelle. Le Système canadien de surveillance des maladies chroniques fait régulièrement appel à des organisations non gouvernementales et à des chercheurs pour recueillir leur avis quant à la manière de comprendre et d'interpréter l'information produite par le système.

Dans chaque province ou territoire, la base de données du registre de l'assurance-maladie est reliée aux bases de données portant sur les hospitalisations et sur la facturation des médecins, ce qui permet de produire des données agrégées à propos des résidents canadiens qui ont recours au système de soins de santé du Canada. Ces données agrégées sont conservées dans le Système canadien de surveillance des maladies chroniques, aux fins d'analyse courante. Là où les données fournissent des éléments probants suffisants d'utilisation des services de santé pour cause de diabète et/ou d'hypertension artérielle, on suppose que la personne visée a reçu un diagnostic de diabète et/ou d'hypertension artérielle à l'âge adulte (20 ans et plus). Pour être ainsi

catégorisée, la personne doit avoir été hospitalisée au moins une fois ou avoir deux facturations d'un médecin au cours d'une période de deux ans avec un ou plusieurs codes associés au diabète et/ou à l'hypertension artérielle dans la Classification statistique internationale des maladies et des problèmes de santé connexes (voir le tableau 3-1).

TABLEAU 3-1. Codes de la Classification statistique internationale des maladies et des problèmes de santé connexes (CIM) relatifs au diabète et/ou à l'hypertension artérielle, utilisés lors de la compilation des données tirées du Système canadien de surveillance des maladies chroniques

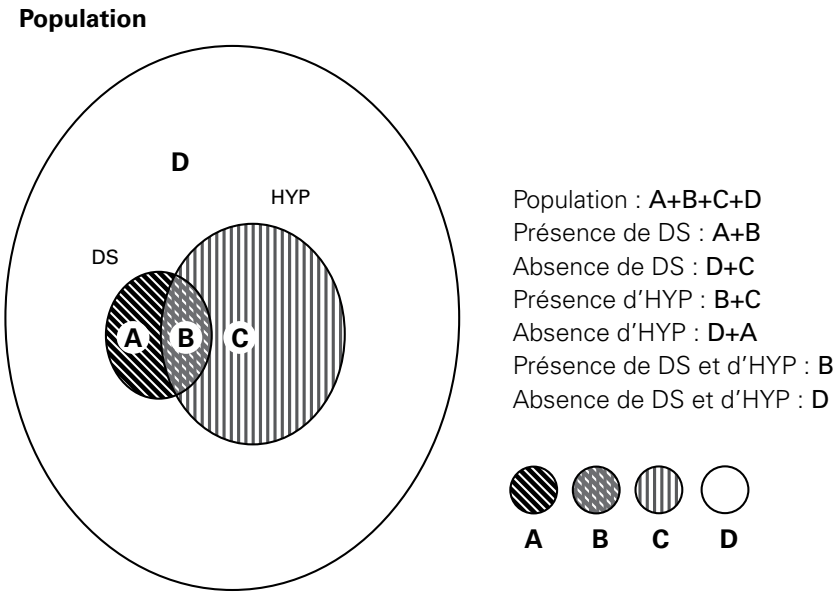
MALADIE OU AFFECTION	CIM-9 [5]	CIM-10 [6]
Diabète	250	E10–E14
Hypertension artérielle	401–405	I10–I13 et I15

Le Système canadien de surveillance des maladies chroniques fournit également des taux de mortalité en fonction de l'âge, pour toutes causes de décès confondues pour les Canadiens atteints ou non de diabète et/ou d'hypertension artérielle à l'âge adulte. Dans la présente analyse, le calcul de l'espérance de vie et de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé s'appuie sur les taux de mortalité par âge des personnes atteintes de diabète et/ou d'hypertension artérielle à l'âge adulte.

MODÈLE DE POPULATION

La figure 3-1 illustre le modèle de répartition de la population canadienne sur lequel se fonde la présente analyse.

FIGURE 3-1. Modèle retenu par l'Agence de la santé publique du Canada pour analyser l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé, selon la présence ou l'absence de diabète et/ou d'hypertension artérielle



DS = diabète sucré; HYP = hypertension artérielle.

ENQUÊTE SUR LA SANTÉ DANS LES COLLECTIVITÉS CANADIENNES

L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) est une enquête transversale, produite par Statistique Canada, qui recueille de l'information sur l'état de santé des Canadiens, sur leur utilisation des soins de santé ainsi que sur les déterminants de la santé de la population canadienne. Cette enquête s'appuie sur un grand échantillon de répondants et est conçue pour fournir des estimations fiables à l'échelle des différentes régions sanitaires.

Avant 2007, la cueillette des données s'effectuait tous les deux ans, pour une période de douze mois. Depuis que la conception de l'enquête a été revue en profondeur, en 2007, la cueillette des données s'effectue en permanence, et les résultats sont diffusés une fois l'an. Au moment de l'analyse, les données étaient disponibles pour les années 2000-2001, 2003, 2005, 2007, 2008 et 2009.

L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes produit un fichier annuel de microdonnées ainsi qu'un fichier combinant des données par tranches de deux ans. Les utilisateurs ont également la possibilité de combiner les données recueillies pour différentes années en vue d'étudier certaines sous-populations présentant des caractéristiques rares. Les données d'enquête fournissent des renseignements sur les personnes âgées d'au moins 12 ans, mais ne tiennent pas compte des personnes qui vivent dans des établissements ou habitent des régions éloignées. Le taux de réponse s'établissait à 84,6 % pour les ménages et 91,7 % pour les individus en 2008 [7].

Comme mesure de la qualité de vie liée à la santé, la présente analyse emploie la mesure de l'indice de l'état de santé contenue dans les trois fichiers de données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes suivants: le fichier partagé relatif au cycle 1.1 (2000-2001) [8], le fichier relatif au sous-échantillon 1 du cycle 2.1 (2003) [9] et le fichier relatif au sous-échantillon 1 du cycle 3.1 (2005) [10]. L'Agence de la santé publique du Canada a conclu une entente avec Statistique Canada permettant l'utilisation du fichier partagé lié à l'enquête (voir l'annexe B pour obtenir de plus amples renseignements).

INDICE DE L'ÉTAT DE SANTÉ [11]

La présente analyse évalue les fonctions physiologiques et psychologiques des individus au moyen de l'indice de l'état de santé, un indicateur qui figure parmi les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes et dont l'utilisation a été validée aux fins d'études portant sur le diabète de type 2 (voir l'annexe B pour obtenir de plus amples renseignements) [12]. Le tableau B-1 de l'annexe B énumère les provinces et les territoires pour lesquels l'indice de l'état de santé s'avère disponible.

TAILLES D'ÉCHANTILLON RELATIVES AUX ENQUÊTES

Les trois cycles de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (à savoir le fichier partagé relatif au cycle 1.1, le fichier relatif au sous-échantillon 1 du cycle 2.1 et le fichier relatif au sous-échantillon 1 du cycle 3.1) ont été combinés, conformément à la méthode groupée, en vue d'augmenter la taille de l'échantillon et de diminuer la variabilité des estimations [13]. La taille de l'échantillon du fichier combiné, qui s'applique à la période de 2000 à 2005, s'établit à 200 809 individus.

Les données sur la mortalité pour le Québec et le Nunavut n'étaient pas disponibles dans le Système canadien de surveillance des maladies chroniques lors de cette analyse. En outre, l'enquête de 2000-2001 (cycle 1.1) ne fournit aucune donnée sur l'indice de l'état de santé des populations des Territoires du Nord-Ouest et du Nunavut. Par conséquent, ces trois régions ont été exclues de la présente analyse.

Le tableau 3-2 précise les tailles d'échantillon observées dans le fichier combiné pour la période de 2000 à 2005, pour différents types de maladies.

TABLEAU 3-2. Tailles d'échantillon observées dans le fichier combiné de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes pour la période de 2000 à 2005, selon la présence ou l'absence de maladies

PRÉSENCE OU ABSENCE DE MALADIES	TAILLE DE L'ÉCHANTILLON
Absence de maladie	
Absence de toute maladie (total)	163 019
Absence de diabète	190 271
Absence d'hypertension artérielle	168 052
Présence de maladie	
Présence de diabète	10 538
Présence d'hypertension artérielle	32 757
Présence de diabète et d'hypertension artérielle	5 505

REMARQUE : Excluant le Québec, le Nunavut et les Territoires du Nord-Ouest

CALCUL DE L'ESPÉRANCE DE VIE ET DE L'ESPÉRANCE DE VIE AJUSTÉE EN FONCTION DE L'ÉTAT DE SANTÉ

La méthode de Chiang [14] a été retenue afin de produire, pour la période de 2004 à 2006, des tables de mortalité du moment relatives aux personnes atteintes ou non de maladie, selon le sexe et dix-neuf groupes d'âge uniformisés (moins de 1 an, 1 à 4 ans, 5 à 9 ans … 80 à 84 ans et 85 ans et plus). Par ailleurs, au moyen de la fonction de Gompertz, et comme le prévoit la méthode décrite par Hsieh [15], l'analyse a établi une estimation précise de l'espérance de vie des individus appartenant au groupe des personnes âgées de 85 ans et plus, de façon à obtenir une table de mortalité complète. La méthode de Sullivan [16], fondée sur la prévalence, a servi au calcul de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé. Conformément à cette méthode, la valeur de la variable correspondant au « nombre d'années de vie vécues » a été ajustée à la lumière de l'indice de l'état de santé, ce dernier tenant lieu de mesure de la qualité de vie liée à la santé.

Les étapes suivantes ont mené au calcul de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé, selon la présence ou l'absence de maladies :

1. Les données du Système canadien de surveillance des maladies chroniques ont été stratifiées en fonction de la présence ou de l'absence de maladies, de façon à établir le nombre de personnes ayant reçu un diagnostic de diabète et/ou d'hypertension artérielle, ainsi que le nombre de personnes non atteintes de diabète et/ou d'hypertension artérielle.
2. Au moyen de données administratives recueillies par le système de surveillance pendant une période de trois ans, les taux de mortalité par âge ont été calculés pour chaque combinaison de maladies.
3. La valeur moyenne de l'indice de l'état de santé a été estimée, pour chaque sexe et chaque groupe d'âge, à partir des données d'enquête combinées portant sur les combinaisons de maladies à l'étude (selon les réponses obtenues aux questions « Êtes-vous atteint(e) du diabète? » et « Faites-vous de l'hypertension? »). Les calculs de variance ont été effectués au moyen du macro-programme BOOTVARE_V31 [17].
4. Pour chaque combinaison de maladies, chaque sexe et chaque groupe d'âge, la valeur moyenne de l'indice de l'état de santé et le taux de mortalité par âge ont été fusionnées.
5. L'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé a été calculée, pour chaque combinaison de maladies, selon le sexe et le groupe d'âge.

EXCEPTIONS LIÉES AUX GROUPES D'ÂGE

Suivant les recommandations des lignes directrices de Statistique Canada relatives à la diffusion, le nombre d'observations requis pour estimer la valeur de l'indice de l'état de santé pour une sous-population particulière — par exemple, les membres d'un groupe d'âge quelconque ou les personnes d'un des deux sexes — devrait être d'au moins dix. Dans le cas des personnes atteintes d'affections chroniques, les tailles d'échantillon observées pour les groupes d'âge les plus jeunes s'avèrent très faibles (un à quatre individus par cellule). Par conséquent, pour les membres de ces groupes d'âge, la valeur moyenne de l'indice de l'état de santé a été remplacée par la valeur moyenne de l'indice de l'état de santé des personnes non atteintes de maladie.

Le Système canadien de surveillance des maladies chroniques ne fournit pas de données sur les taux de mortalité ventilés selon la présence ou l'absence d'hypertension artérielle pour les personnes âgées de moins de 20 ans. Par conséquent, pour les groupes d'âge visés (moins de 1 an, 1 à 4 ans, 5 à 9 ans, 10 à 14 ans et 15 à 19 ans), l'analyse considère les taux de mortalité par âge établis pour la population canadienne, sans égard à la présence ou à l'absence d'hypertension artérielle.

Il n'existe aucune donnée relative à l'indice de l'état de santé des trois groupes d'âge les plus jeunes (moins de 1 an, 1 à 4 ans et 5 à 9 ans). Pour ces groupes, on a donc attribué à l'indice la valeur de 0,999, en posant l'hypothèse que les personnes visées ne sont pas toutes en condition physique optimale — attendu que la valeur 1,0 désignerait une sous-population dont tous les éléments sont en parfaite santé.

ESTIMATIONS DE LA VARIANCE

La variance de l'espérance de vie a été calculée conformément à la méthode de Chiang [14].

Les tailles d'échantillon observées pour la sous-population des personnes non atteintes de diabète ni d'hypertension artérielle et pour l'ensemble de la population canadienne s'avèrent grandes. Il est donc vraisemblable que, pour ces groupes, la probabilité de décès présente une variance proche de zéro, ce qui en fait une source mineure de variation de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé. Par conséquent, pour les groupes en question, la variance de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé a été calculée selon la méthode de Bebbington [18], en tenant compte exclusivement de la dispersion de l'indice de l'état de santé.

En ce qui concerne les sous-populations de personnes atteintes de maladie, les tailles d'échantillon observées s'avèrent plutôt petites, et les variations de la table de mortalité s'avèrent plutôt fortes. Par conséquent, afin de calculer la variance de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé pour les sous-populations de personnes atteintes soit de diabète, soit d'hypertension artérielle, soit des deux à la fois, on a tenu compte de la dispersion de la probabilité de décès ainsi que de la dispersion de l'indice de l'état de santé, et ce, conformément à la méthode mise au point par Mathers [19]. À l'avenir, la méthode de Mathers devrait pouvoir servir à l'analyse de la variance pour des groupes présentant des tailles d'échantillon grandes ou petites.

Les calculs ont tous été effectués au moyen de macro-programmes SAS conçus à cette fin. Des intervalles de confiance à 95 % ont été établis pour l'espérance de vie et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé, suivant l'hypothèse voulant que les valeurs moyennes présentent une distribution normale. La signification statistique de la diminution de l'espérance de vie et de l'écart absolu relatif à l'espérance de vie a fait l'objet d'une validation au moyen du test z. L'écart absolu correspond à la différence entre les valeurs de l'espérance de vie et les valeurs de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé établies pour une même cohorte (voir l'annexe B pour obtenir de plus amples renseignements).

RÉSULTATS

Mesurée en années, la diminution de l'espérance de vie et de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé a été calculée à différentes étapes de la vie. Trois âges ont été choisis : à la naissance (par souci d'assurer une comparabilité avec d'autres études portant sur l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé), à 20 ans (parce que la plupart des cas de diabète concernent le diabète de type 2 et parce que l'analyse porte sur l'hypertension artérielle à l'âge adulte) et à 55 ans (car en 2006, l'âge moyen des nouveaux cas de diabète et d'hypertension artérielle recensés par le système de surveillance était de 55 ans). La diminution de l'espérance de vie des personnes atteintes de diabète et/ou d'hypertension artérielle correspond à l'écart entre les valeurs établies pour l'espérance de vie des personnes non atteintes de diabète et/ou d'hypertension artérielle et l'espérance de vie des personnes atteintes de ces maladies. La diminution de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des personnes atteintes de diabète et/ou d'hypertension artérielle correspond à l'écart entre les valeurs établies pour l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des personnes non atteintes de diabète et/ou d'hypertension artérielle et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des personnes atteintes de ces maladies.

ESPÉRANCE DE VIE

Le tableau 3-3 présente les estimations de la diminution de l'espérance de vie des femmes et des hommes à certains âges, selon la présence ou l'absence de maladies. Toutes les diminutions de l'espérance de vie sont statistiquement significatives ($p < 0{,}0001$).

À 20 ans, quel que soit le sexe, la diminution de l'espérance de vie est plus marquée pour les personnes atteintes de diabète (9,2 années pour les femmes et 8,8 années pour les hommes) que pour les personnes atteintes d'hypertension artérielle (3,3 années pour les femmes et 4,1 années pour les hommes). La diminution de l'espérance de vie atteint un sommet pour les personnes atteintes à la fois de diabète et d'hypertension artérielle (13,4 années pour les femmes et 15,3 années pour les hommes).

À 55 ans, quel que soit le sexe, la diminution de l'espérance de vie est plus marquée pour les personnes atteintes de diabète (6,0 années pour les femmes et 5,0 années pour les hommes) que pour les personnes atteintes d'hypertension artérielle (1,5 année pour les femmes et 2,1 années pour les hommes). Ici comme à l'âge de 20 ans, la diminution de l'espérance de vie atteint un sommet pour les personnes atteintes à la fois de diabète et d'hypertension artérielle (6,6 années pour les femmes et 6,3 années pour les hommes).

ESPÉRANCE DE VIE AJUSTÉE EN FONCTION DE L'ÉTAT DE SANTÉ

Le tableau 3-3 présente également, pour chaque sexe, les estimations de la diminution de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé à certains âges, selon la présence ou l'absence de maladies. Toutes les diminutions de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé sont statistiquement significatives ($p < 0{,}0001$).

À 20 ans, quel que soit le sexe, la diminution de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé est plus marquée pour les personnes atteintes de diabète (10,1 années pour les femmes et 9,6 années pour les hommes) que pour les personnes atteintes d'hypertension artérielle (6,1 années pour les femmes et 5,7 années pour les hommes). La diminution de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé atteint un sommet pour les personnes atteintes à la fois de diabète et d'hypertension artérielle (16,1 années pour les femmes et 15,9 années pour les hommes).

À 55 ans, quel que soit le sexe, la diminution de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé est plus marquée pour les personnes atteintes de diabète (5,8 années pour les femmes et 5,3 années pour les hommes) que pour les personnes atteintes d'hypertension artérielle (2,0 années pour les femmes et 2,7 années pour les hommes). Ici, comme à l'âge de 20 ans, la diminution de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé est plus élevée pour les personnes atteintes à la fois de diabète et d'hypertension artérielle (6,9 années pour les femmes et 6,8 années pour les hommes).

L'annexe C fournit de plus amples détails sur ces résultats.

TABLEAU 3-3. Espérance de vie (EV)[1], espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS)[1] ainsi que diminution de l'EV et de l'EVAS aux âges sélectionnés[2], selon le sexe et la présence ou l'absence de maladies, Canada (excluant le Québec, le Nunavut et les Territoires du Nord-Ouest)[3], 2004 à 2006

SEXE	MESURE DE L'ESPÉRANCE DE SANTÉ	POPULATION CANADIENNE (I)	ABSENCE DE DS ET D'HYP (II)	ABSENCE DE DS (III)	ABSENCE D'HYP (IV)	PRÉSENCE DE DS (V)	PRÉSENCE D'HYP (VI)	PRÉSENCE DE DS ET D'HYP (VII)	DIMINUTION DE L'ESPÉRANCE DE SANTÉ EN PRÉSENCE ...		
									DE DS (III - V)	D'HYP (IV–VI)	DE DS ET D'HYP (II–VII)
À la naissance											
Femmes	EV	83,6	85,5	85,0	84,7	74,9	81,5	72,2	10,1*	3,2*	13,3*
	EVAS	72,1	74,0	73,3	73,4	62,2	67,2	58,1	11,1*	6,2*	15,9*
Hommes	EV	78,9	81,0	80,2	80,2	70,9	76,2	65,9	9,3*	4,0*	15,1*
	EVAS	69,6	71,8	70,9	71,1	60,1	65,0	56,0	10,8*	6,1*	15,8*
À 20 ans											
Femmes	EV	64,3	66,1	65,7	65,4	56,5	62,1	52,7	9,2*	3,3*	13,4*
	EVAS	53,6	55,6	54,8	55,0	44,7	48,9	39,5	10,1*	6,1*	16,1*
Hommes	EV	59,6	61,8	61,0	61,0	52,2	56,9	46,5	8,8*	4,1*	15,3*
	EVAS	51,3	53,5	52,6	52,8	43,0	47,1	37,6	9,6*	5,7*	15,9*
À 55 ans											
Femmes	EV	30,6	32,3	32,0	31,6	26,0	30,1	25,7	6,0*	1,5*	6,6*
	EVAS	23,6	25,3	24,7	24,7	18,9	22,7	18,4	5,8*	2,0*	6,9*
Hommes	EV	26,8	28,7	28,0	28,0	23,0	25,9	22,4	5,0*	2,1*	6,3*
	EVAS	21,6	23,5	22,8	22,9	17,5	20,2	16,7	5,3*	2,7*	6,8*

SOURCES : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (Statistique Canada, 2000 à 2005) et Système canadien de surveillance des maladies chroniques (Agence de la santé publique du Canada, 2004 à 2006).

DS = diabète sucré; HYP = hypertension artérielle.

1 Les intervalles de confiance à 95 % sont décrits à l'annexe C.

2 Les motifs suivants justifient le choix des âges : **À la naissance** – comparabilité avec d'autres études portant sur l'EVAS; **À 20 ans** – prépondérance du diabète de type 2 et choix de l'hypertension artérielle à l'âge adulte comme objet d'étude; **À 55 ans** – en 2006, l'âge moyen des nouveaux cas de diabète et d'hypertension artérielle recensés par le système de surveillance était de 55 ans.

3 Les analyses font abstraction du Québec, des Territoires du Nord-Ouest et du Nunavut. En effet, le système de surveillance ne fournissait pas de données de mortalité pour le Québec et le Nunavut. De plus, le fichier combiné obtenu pour trois cycles de l'enquête ne fournit aucune donnée pour les Territoires du Nord-Ouest et le Nunavut.

***** Statistiquement significatif ($p < 0,0001$).

DISCUSSION

Les maladies chroniques comme le diabète sucré et les affections chroniques comme l'hypertension artérielle sont liés à une diminution notable de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé. Les estimations produites dans la présente étude sont le fruit de calculs qui s'appuient sur l'expérience de mortalité et l'expérience de morbidité des personnes atteintes ou non de diabète et/ou d'hypertension artérielle au cours de la période de 2004 à 2006. À ce titre, elles doivent être perçues comme des statistiques descriptives transversales plutôt que des estimations prévisionnelles. Comme l'indiquent les résultats de l'étude, la cohorte de personnes atteintes de diabète à 55 ans connaît une diminution de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de 5,8 années pour les femmes et 5,3 années pour les hommes. Pour sa part, la cohorte de personnes atteintes d'hypertension artérielle à 55 ans connaît une diminution de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de 2,0 années pour les femmes et 2,7 années pour les hommes.

Pour ce qui est de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé, les plus récentes données publiées par Statistique Canada datent de 2001 (voir le tableau 2-1). Cependant, Statistique Canada a produit des données relatives à l'espérance de vie à la naissance pour la période de 2004 à 2006. Les données d'espérance de vie établies par Statistique Canada (82,8 années pour les femmes et 78,0 années pour les hommes) sont à peu près semblables aux résultats des calculs effectués par l'Agence de la santé publique du Canada pour la période visée par l'étude, soit les années 2004 à 2006 (83,6 années pour les femmes et 78,9 années pour les hommes) [20].

Il est important de vérifier si les résultats obtenus par l'Agence concordent avec ceux d'autres études. Dans cette optique, les résultats établis pour l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (pour le Canada excluant le Québec et les deux territoires) ont été comparés avec ceux établis précédemment (pour l'Ontario) par Manuel et ses collaborateurs [1, 2, 3]. Cette comparaison indique que les deux séries de résultats sont semblables, tant selon le sexe que selon âge.

LIMITES DE L'ÉTUDE

Le fait que les données portant sur les personnes vivant dans des établissements de soins de longue durée n'aient pas été incluses dans les estimations de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé constitue une importante limite. Par conséquent, les valeurs réelles de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé pour l'ensemble de la population sont sans doute passablement moins élevées que celles exposées dans la présente étude. Par ailleurs, les données d'enquête et les données du système de surveillance ayant servi à l'analyse comportent certaines erreurs de classification relatives à la présence ou à l'absence du diabète et de l'hypertension artérielle. En ce qui concerne l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, ces erreurs sont liées au biais d'auto-sélection, qui tend à produire des résultats sous-estimant la prévalence des maladies. Quant au Système canadien de surveillance des maladies chroniques, les erreurs s'observent dans des régions géographiques où les données disponibles s'avèrent incomplètes. Les données les moins complètes proviennent de régions qui comptent les plus fortes proportions de médecins salariés, ce qui se traduit par l'identification d'un moins grand nombre de personnes atteintes de maladie. Par conséquent, au regard de la présence ou de l'absence de maladies, le degré de concordance entre les deux sources de données fluctue selon la province et le territoire [21, 22, 23, 24, 25]. Le jumelage des deux sources (voir l'annexe D) permettrait de contrer le biais d'auto-sélection et, par extension, d'atténuer les répercussions qu'ont les erreurs de classification sur les estimations.

Une autre limite de l'étude a trait à l'incapacité de distinguer les cas de diabète de type 1 et de type 2. Comme il se manifeste plus tôt dans la vie que le diabète de type 2, le diabète de type 1 risque d'avoir un impact cumulatif plus grand sur la santé des personnes atteintes. Par contre, les répercussions du diabète sur la santé de la population sont étroitement liées au diabète de type 2, qui affiche une prévalence beaucoup plus forte que le diabète de type 1 [3].

AVANTAGES

La méthode choisie pour estimer l'espérance de vie et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des Canadiens atteints de maladies chroniques comporte un avantage majeur, car les données nécessaires aux calculs sont aujourd'hui disponibles annuellement. Si les analyses sont entreprises sans délai, le recours à de telles données devrait offrir de bonnes perspectives de publication de résultats en temps opportun. Le Système canadien de surveillance des maladies chroniques fait l'objet d'améliorations constantes qui visent à élargir l'éventail des maladies chroniques examinées. Dans ce contexte, il deviendrait possible de produire des estimations relatives à l'espérance de vie et à l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé pour les personnes atteintes de troubles mentaux, de cardiopathie ischémique, d'accidents vasculaires cérébraux ou de maladies pulmonaires obstructives chroniques.

DÉFIS

La méthode de calcul de l'espérance de vie et de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des sous-populations atteintes de maladies chroniques se heurte à un défi de taille, car les résultats obtenus ne sont pas nécessairement représentatifs de l'ensemble de la population canadienne. En effet, la disponibilité des données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes s'avère limitée pour certaines provinces et certains territoires, en raison de contraintes liées aux tailles d'échantillon. Par ailleurs, pour ce qui est des groupes d'âge, les données disponibles portent exclusivement sur les Canadiens âgés d'au moins 12 ans. Une solution consisterait à combiner les cycles d'enquête et à imputer les données manquantes.

Les données d'enquête ne tiennent pas compte des Canadiens qui vivent dans des établissements ou qui habitent des régions éloignées.

Dans le cadre de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, Statistique Canada prévoit réunir l'information nécessaire pour établir l'indice de l'état de santé pour les cycles de cueillette de données relatifs aux années 2009, 2010, 2013 et 2014. Cependant, l'indice de l'état de santé ne sera pas disponible pour les années 2011 et 2012.

CONCLUSION

Ce chapitre décrit la méthode qu'emploie l'Agence de la santé publique du Canada pour calculer l'espérance de vie et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des Canadiens atteints ou non de diabète et/ou d'hypertension artérielle à l'âge adulte, à partir de données sur la mortalité relatives à la période de 2004 à 2006 et de données sur la morbidité relatives à la période de 2000 à 2005. L'analyse révèle qu'il est possible d'estimer l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé pour l'ensemble des Canadiens ainsi que pour les sous-populations atteintes des maladies chroniques précitées, et ce, pour tout intervalle de trois ans. La méthode employée par l'Agence pourrait constituer une norme en matière de calculs portant sur toute autre maladie chronique au Canada. Il y aurait néanmoins lieu de s'attarder aux points forts et aux obstacles que comporterait une méthode améliorée, fondée sur l'utilisation de données hospitalières jumelées fournies par les provinces et les territoires. L'annexe D propose la description d'une telle méthode améliorée.

Références

1. Manuel, D.G., V. Goel, J.I. Williams et P. Corey. « Espérance de vie ajustée selon l'état de santé à l'échelon local en Ontario », *Maladies chroniques au Canada*, vol. 21, n° 2 (2000), p. 78-86.
2. Manuel, D.G., 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*, vol. 2, article n° 4 (2004).
3. Manuel, D.G., et S.E. Schultz. « Health-Related Quality of Life and Health-Adjusted Life Expectancy of People with Diabetes in Ontario, Canada, 1996-1997 », *Diabetes Care*, vol. 27, n° 2 (2004), p. 407-414.
4. Agence de la santé publique du Canada. *Health-Adjusted Life Expectancy Protocol: Algorithm for HALE Calculations*, Ottawa, Agence de la santé publique du Canada, mars 2010. Fichiers internes.
5. Organisation mondiale de la santé. *Healthy Life Expectancy (HALE) at Birth (Years)*, Genève, Organisation mondiale de la santé, 1978.

6. Institut canadien d'information sur la santé. *Classification statistique internationale des maladies et des problèmes connexes de santé*, dixième version, Ottawa, Institut canadien d'information sur la santé, 2006.

7. Statistique Canada. *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) : information détaillée pour 2008*, Statistique Canada, 2009 (consulté le 15 mars 2010). Sur Internet : http://www.statcan.gc.ca/cgi-bin/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SurvId=3226&SurvVer=1&InstaId=15282&InstaVer=5&SDDS=3226&lang=en&db=imdb&adm=8&dis=2

8. Statistique Canada. *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) : information détaillée pour 2000-2001 (cycle 1.1)*, Statistique Canada, 2002 (consulté le 15 juin 2010). Sur Internet : http://www.statcan.gc.ca/cgi-bin/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SurvId=3226&SurvVer=0&InstaId=15282&InstaVer=1&SDDS=3226&lang=en&db=IMDB&adm=8&dis=2

9. Statistique Canada. *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) : information détaillée pour 2003 (cycle 2.1)*, Statistique Canada, 2004 (consulté le 15 juin 2010). Sur Internet : http://www.statcan.gc.ca/cgi-bin/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SurvId=3226&SurvVer=0&InstaId=15282&InstaVer=2&SDDS=3226&lang=en&db=IMDB&adm=8&dis=2

10. Statistique Canada. *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) : information détaillée pour 2005 (cycle 3.1)*, Statistique Canada, 2005 (consulté le 15 juin 2010). Sur Internet : http://www.statcan.gc.ca/cgi-bin/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SurvId=3226&SurvVer=0&InstaId=15282&InstaVer=3&SDDS=3226&lang=en&db=IMDB&adm=8&dis=2

11. Horsman, J., W. Furlong, D. Feeny et G. Torrance. « The Health Utilities Index (HUI): Concepts, Measurement Properties and Applications », *Health and Quality of Life Outcomes*, vol. 1, n° 54 (2003), p. 1-13.

12. Maddigan, S.L., D.H. Feeny, S.R. Majumdar, K.B. Farrisg et J.A. Johnson. « Health Utility Index Mark 3 Demonstrated Construct Validity in a Population-Based Sample with Type 2 Diabetes », *Journal of Clinical Epidemiology*, vol. 59, n° 5 (mai 2006), p. 472-477.

13. Thomas, S., et B. Wannell. « Combiner les cycles de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes », *Rapports sur la santé*, vol. 20, n° 1 (mars 2009), p. 59-65. Statistique Canada, n° 82-003-XPF au catalogue.

14. Chiang, C.L. *The Life Table and its Applications*, Malabar (États-Unis), R.E. Krieger Publishing Company, 1984.

15. Hsieh, J.J. « A General Theory of Life Table Construction and a Precise Abridged Life Table Method », *Biometrical Journal*, vol. 33, n° 2 (1991), p. 143-162.

16. Sullivan, D.F. « A Single Index of Mortality and Morbidity », *HSMHA Health Reports*, vol. 86, n° 4 (avril 1971), p. 347-354.

17. Statistique Canada. Licence d'adhésion automatique Bootvar (consulté le 5 juillet 2012). Sur Internet : http://www.statcan.gc.ca/rdc-cdr/bootvar_sas-fra.htm

18. Bebbington, A.C. « Espérance de vie sans incapacité mesurée d'après les enquêtes d'incapacité de l'OPCS », dans J.-M. Robine, M. Blanchet et J.E. Dowd, éd., *Espérance de santé*, Paris, Institut national de la santé et de la recherche médicale, 1992, p. 47-67.

19. Mathers, C. *Health Expectancies in Australia 1981 and 1998*, Canberra, Australian Institute of Health Publications, 1991.

20. Statistique Canada. *CANSIM – Tableau 102-0512 : espérance de vie, à la naissance et à 65 ans, selon le sexe, Canada, provinces et territoires, annuel (années)*, Statistique Canada, [2010] (consulté le 15 mai 2010). Sur Internet : http://www5.statcan.gc.ca/cansim/pick-choisir;jsessionid=6FBBBF3D284DEA63AF3725A8093B6413?id=1020512&searchTypeByValue=1&pattern=1020512&lang=fra

21. Lix, L., M. Yogendran, C. Burchill, C. Metge, N. McKeen, D. Moore et R. Bond. *Defining and Validating Chronic Diseases: An Administrative Data Approach*, Winnipeg, Manitoba Centre for Health Policy, juillet 2006, révisé en septembre 2006.

22. Atwood, K., P. McCrea et K. Reimer. *National Diabetes and Other Chronic Disease Surveillance System Validation Study: Intersecting Self-Report CCHS Data with NDCSS Prevalence Data for Hypertensive Cases*, rapport préparé pour le Système canadien de surveillance du diabète et le Système canadien de surveillance des maladies chroniques, février 2009.

23. Atwood, K., P. McCrea et K. Reimer. *National Diabetes and Other Chronic Disease Surveillance System Validation Study: Intersecting Self-Report CCHS Data with Prevalence NDCSS Data*, rapport préparé pour le Système canadien de surveillance du diabète et le Système canadien de surveillance des maladies chroniques, mai 2008.

24. Tu, K., N.R.C. Campbell, Z.L. Chen, K.J. Cauch-Dudek et F.A. McAlister. « Accuracy of Administrative Databases in Identifying Patients with Hypertension », *Open Medicine*, vol. 1, n° 1 (2007), p. E18-E26.

25. Hux, J.E., F. Ivis, V. Flintoft et A. Bica. « Diabetes in Ontario: Determination of Prevalence and Incidence Using a Validated Administrative Data Algorithm », *Diabetes Care*, vol. 25, n° 3 (mars 2002), p. 512-516.

CHAPITRE 4

Espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des Canadiens atteints ou non de cancer

OBJET

Ce chapitre décrit la méthode servant au calcul de l'espérance de vie et de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des Canadiens atteints ou non de cancer, à la lumière de données sur l'incidence de cette maladie et de données sur la mortalité recueillies pour la période de 2002 à 2005. Le chapitre présente également les nouvelles données issues de l'analyse en ce qui a trait aux sous-populations visées.

MÉTHODES

L'analyse des données qui sous-tend ce chapitre a été effectuée par l'équipe de soutien technique sur l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de l'Agence de la santé publique du Canada.

SOURCES DE DONNÉES

REGISTRE CANADIEN DU CANCER

Les données sur l'incidence du cancer sont extraites de la version de juillet 2009 du Registre canadien du cancer, une base de données dynamique, orientée vers la personne et représentative de la population, tenue à jour par Statistique Canada. Le Registre canadien du cancer renferme des données sur les cas de cancer diagnostiqués depuis 1992, lesquelles proviennent de rapports émis par les différents registres provinciaux et territoriaux du cancer. Le site Internet de Statistique Canada [1] propose une description détaillée qui aborde les sources d'où proviennent les données du registre, l'exactitude de ces dernières ainsi que les méthodes connexes (voir également l'annexe B). Pour leur part, les données sur la mortalité sont extraites de la Base canadienne de données sur la mortalité, dont la mise à jour est également assurée par Statistique Canada. L'information qui sous-tend les données sur la mortalité provient des registraires de l'état civil des provinces et des territoires. Les estimations annuelles de la population sont extraites du *Compendium des estimations démographiques, 2007*, publié par Statistique Canada [2].

Aux fins de la présente étude, l'Agence de la santé publique du Canada a créé un fichier recensant les nouveaux cas de cancer envahissant, conformément aux multiples règles de codage primaire énoncées par le Centre international de recherche sur le cancer [3]. Les cas de cancer ont été catégorisés selon la *Classification internationale des maladies. Oncologie* (3e édition) [4]. Le jumelage avec les données de la Base canadienne de données sur la mortalité et l'examen des renseignements diffusés par les registres provinciaux et territoriaux du cancer ont permis d'assurer le suivi de la mortalité jusqu'au 31 décembre 2005. Là où un décès signalé dans un registre provincial ou territorial ne correspondait pas aux données examinées lors du jumelage, on a supposé que la date de décès était bel et bien celle apparaissant dans le registre en question. Les données pour le Québec ont été exclues en raison de problèmes liés à la détermination exacte de l'état vital des cas diagnostiqués dans cette province.

Aux fins de la présente étude, le calcul de l'espérance de vie et de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé s'appuie sur les taux de mortalité par âge associés au cancer, tels qu'établis à partir du nombre de personnes-années à risque. Seuls ont été considérés les premiers cancers primitifs diagnostiqués à compter de 1992, année de création du registre. De cette façon, les personnes atteintes de cancer n'ont pu être comptées qu'une seule fois. Une fois le nombre de personnes-années et de décès totalisés, stratifiés selon la période et le groupe d'âge, on a procédé au calcul des taux de mortalité pour la période de 2002 à 2005.

Lorsque la seule source d'information au sujet d'un cas est un certificat de décès, on dit qu'il s'agit d'un « cas fondé sur le certificat de décès seulement ». De tels cas ont été exclus de la présente analyse, car au delà de la date du décès, ils ne renferment aucun renseignement sur la date du diagnostic. Un examen a permis de calculer l'écart entre l'espérance de vie des personnes atteintes de cancer estimée à partir de fichiers de données englobant les cas fondés sur le certificat de décès seulement, d'une part, et l'espérance de vie des personnes atteintes de cancer estimée à partir de fichiers de données excluant de tels cas, d'autre part. Cet écart se chiffre à 1,3 année pour les femmes et 0,8 année pour les hommes.

La base de données ORIUS [5, 6] a servi à calculer la mortalité pour toutes causes confondues, la mortalité associée au cancer ainsi que le nombre de personnes-années à risque parmi la population canadienne. Pour obtenir des estimations relatives à la cohorte de personnes non atteintes de cancer, on a soustrait les nombres de décès et de personnes-années établis pour les personnes atteintes de cancer des nombres de décès et de personnes-années établis pour la population canadienne.

ENQUÊTE SUR LA SANTÉ DANS LES COLLECTIVITÉS CANADIENNES

Les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes recueillies par Statistique Canada, y compris l'indice de l'état de santé, sont décrites à la rubrique « méthodes » du chapitre 3. On trouvera aussi des renseignements supplémentaires en consultant l'annexe B.

TAILLES D'ÉCHANTILLON RELATIVES À L'ÉTUDE

Les trois cycles de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (à savoir le fichier partagé relatif au cycle 1.1, le fichier relatif au sous-échantillon du cycle 2.1 et le fichier relatif au sous-échantillon du cycle 3.1) ont été combinés en vue d'augmenter la taille de l'échantillon et de diminuer la variabilité des estimations [7].

Le Registre canadien du cancer ne fournit pas de données sur la survie au cancer pour le Québec. Par conséquent, cette province a été exclue dans le cadre des analyses dont les résultats sont exposés ci-après.

Le tableau 4-1 précise les tailles d'échantillon observées dans le fichier combiné de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, pour la période de 2000 à 2005 (excluant le Québec).

TABLEAU 4-1. Tailles d'échantillon observées dans le fichier combiné de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes pour la période de 2000 à 2005, à l'appui des analyses visant le cancer

CATÉGORIE	TAILLE DE L'ÉCHANTILLON
Total	156 020
Présence de cancer	3 204

REMARQUE : excluant le Québec

CALCUL DE L'ESPÉRANCE DE VIE ET DE L'ESPÉRANCE DE VIE AJUSTÉE EN FONCTION DE L'ÉTAT DE SANTÉ

La méthode de Chiang [8] a été retenue afin de produire, pour la période de 2002 à 2005 et en fonction des taux de mortalité par âge, des tables de mortalité du moment relatives aux personnes atteintes ou non de maladie, selon le sexe et dix-neuf groupes d'âge uniformisés (moins de 1 an, 1 à 4 ans, 5 à 9 ans … 80 à 84 ans et 85 ans et plus). Par ailleurs, au moyen de la fonction de Gompertz, et comme le prévoit la méthode décrite par Hsieh [9], on a établi une estimation précise de l'espérance de vie des individus appartenant au groupe des personnes âgées de 85 ans et plus, de façon à obtenir une table de mortalité complète. La méthode de Sullivan [10], fondée sur la prévalence, a servi au calcul de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé. Conformément à cette méthode, la valeur de la variable correspondant au « nombre d'années de vie vécues » a été ajustée à la lumière de l'indice de l'état de santé, ce dernier tenant lieu de mesure de la qualité

de vie liée à la santé. De plus, on a calculé l'espérance de vie corrigée en l'absence de cancer (c'est-à-dire en faisant abstraction des décès liés au cancer), au moyen des taux de mortalité corrigés en l'absence de cancer. Les étapes précises associées au calcul de l'espérance de vie et de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des Canadiens atteints ou non de cancer, pour la période de 2002 à 2005, sont décrites ci-dessous. Par ailleurs, la méthode d'estimation de l'espérance de vie corrigée en l'absence de cancer est exposée à l'annexe B.

Étapes du calcul de l'espérance de vie et de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé pour la population canadienne[1] :

1. L'analyse exploite les données relatives à la mortalité toutes causes confondues et les données relatives à la population canadienne[1] pour la période de 2002 à 2005.
2. Les taux de mortalité par âge ont été établis à partir des données portant sur la période de quatre ans.
3. Les valeurs moyennes de l'indice de l'état de santé ont été estimées pour l'ensemble de la population, selon le sexe et le groupe d'âge, à partir des données d'enquête. La variance des valeurs moyennes de l'indice a été calculée au moyen du macro-programme BOOTVARE_V31 [11].
4. Les résultats obtenus pour la moyenne de l'indice de l'état de santé par âge et le taux de mortalité par âge ont été fusionnés, selon le sexe et le groupe d'âge.
5. L'espérance de vie et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé ont été calculées selon le sexe et le groupe d'âge.

Étapes du calcul de l'espérance de vie et de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé pour les personnes ayant reçu un diagnostic de cancer :

1. L'analyse exploite les données relatives à la mortalité toutes causes confondues et les données relatives aux personnes-années à risque de décès pour les personnes atteintes de cancer au cours de la période de 2002 à 2005.
2. Les taux de mortalité par âge ont été établis à partir des données portant sur la période de quatre ans.
3. Les valeurs moyennes de l'indice de l'état de santé ont été estimées pour les personnes atteintes de cancer, selon le sexe et le groupe d'âge, à partir des données d'enquête — plus précisément, les réponses obtenues à la question « Souffrez-vous d'un cancer? ». La variance des valeurs moyennes de l'indice est calculée au moyen du macro-programme BOOTVARE_V31 [11].
4. Les résultats obtenus pour la moyenne de l'indice de l'état de santé par âge et le taux de mortalité par âge ont été fusionnés, selon le sexe et le groupe d'âge.
5. L'espérance de vie et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé ont été calculées selon le sexe et le groupe d'âge.

[1] Les données sur la population proviennent des fichiers CANSIM de Statistique Canada (tableau 051-0001), mais ont été mises à jour en fonction de la dernière révision, datée du 30 novembre 2009.

Étapes du calcul de l'espérance de vie et de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé pour les personnes non atteintes de cancer :

1. L'analyse exploite, d'une part, les données relatives à la mortalité toutes causes confondues et les données relatives aux personnes-années à risque de décès pour les personnes atteintes de cancer et, d'autre part, les données relatives à la mortalité toutes causes confondues et les données relatives à l'ensemble de la population, et ce, pour la période de 2002 à 2005.
2. Pour obtenir le numérateur de la formule ci-dessous, on a soustrait le nombre de décès enregistrés parmi les personnes atteintes de cancer du nombre de décès enregistrés pour l'ensemble de la population, ce qui donne le nombre de décès enregistrés parmi les personnes non atteintes de cancer. Pour obtenir le dénominateur de la formule, on a soustrait le nombre de personnes-années à risque observé pour les personnes atteintes de cancer de celui de la population canadienne.
3. Les taux de mortalité par âge ont été calculés à partir des données portant sur la période de quatre ans.
4. Les valeurs moyennes de l'indice de l'état de santé par âge ont été estimées pour les personnes non atteintes de cancer, selon le sexe et le groupe d'âge, à partir des données d'enquête — plus précisément, les réponses obtenues à la question « Souffrez-vous d'un cancer? ». La variance des valeurs moyennes de l'indice est calculée au moyen du macro-programme BOOTVARE_V31 [11].
5. Les résultats obtenus pour la moyenne de l'indice de l'état de santé et le taux de mortalité par âge ont été fusionnés, selon le sexe et le groupe d'âge.
6. L'espérance de vie et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé ont été calculées selon le sexe et le groupe d'âge.

Formule de calcul du taux de mortalité par âge en vue de l'estimation de l'espérance de vie et de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des personnes non atteintes de cancer :

$$R_i = \frac{D_{ai} - D_{ci}}{P_{ai} - P_{ci}}$$

Où :

- Ri désigne le taux de mortalité par âge;
- Dai désigne le nombre de décès pour toutes causes confondues relatifs à la population canadienne dans le groupe d'âge i;
- Dci désigne le nombre de décès pour toutes causes confondues relatifs aux personnes atteintes de cancer dans le groupe d'âge i;
- Pai désigne la population canadienne correspondant au groupe d'âge i;
- Pci désigne le nombre de personnes-années à risque de décès observé pour les personnes ayant reçu un diagnostic de cancer.

EXCEPTIONS LIÉES AUX GROUPES D'ÂGE

Suivant les recommandations des lignes directrices relatives à la diffusion, le nombre d'observations requis pour estimer la valeur de l'indice de l'état de santé pour une sous-population particulière — par exemple, les membres d'un groupe d'âge quelconque ou les personnes d'un des deux sexes — devrait être d'au moins dix. Dans le cas des personnes atteintes de cancer, les tailles d'échantillon observées pour les groupes d'âge les plus jeunes s'avèrent très petites (un à quatre individus par cellule). Par conséquent, pour les membres de ces groupes d'âge, la valeur moyenne de l'indice de l'état de santé a été remplacée par la valeur moyenne de l'indice de l'état de santé des personnes non atteintes de cancer.

Il n'existe aucune donnée relative à l'indice de l'état de santé des trois groupes d'âge les plus jeunes (moins de 1 an, 1 à 4 ans et 5 à 9 ans). Pour ces groupes, on a donc attribué à l'indice la valeur de 0,999, en posant l'hypothèse que les personnes visées ne sont pas toutes en condition physique optimale — attendu que la valeur 1,0 désignerait une sous-population dont tous les éléments sont en parfaite santé.

ESTIMATIONS DE LA VARIANCE

La variance de l'espérance de vie a été calculée conformément à la méthode de Chiang [8].

Les tailles d'échantillon observées pour la sous-population des personnes non atteintes de cancer et pour l'ensemble de la population s'avèrent grandes. Il est donc vraisemblable que, pour ces groupes, la probabilité de décès présente une variance proche de zéro, ce qui en fait une source mineure de variation de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé. Par conséquent, pour les groupes en question, la variance de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé a été calculée selon la méthode de Bebbington [12], en tenant compte exclusivement de la dispersion de l'indice de l'état de santé.

En ce qui concerne le groupe des personnes atteintes de maladie, les tailles d'échantillon observées s'avèrent plutôt petites. Par conséquent, afin de calculer la variance de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des personnes atteintes de cancer, on a tenu compte de la dispersion de la probabilité de décès ainsi que de la dispersion de l'indice de l'état de santé, et ce, conformément à la méthode mise au point par Mathers [13]. À l'avenir, la méthode de Mathers devrait pouvoir servir à l'analyse de la variance pour des groupes présentant des tailles d'échantillon grandes ou petites.

Les calculs ont tous été effectués au moyen de macro-programmes SAS destinés à cette fin. Des intervalles de confiance à 95 % ont été établis pour l'espérance de vie et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé, suivant l'hypothèse voulant que les valeurs moyennes présentent une distribution normale. La signification statistique des disparités sur le plan de la santé et de l'écart absolu relatif à l'espérance de vie a été déterminée au moyen du test z. L'analyse a produit une estimation de la diminution de l'espérance de vie et de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé. Mesurée en années, la diminution de l'espérance de vie des personnes atteintes de cancer correspond à l'écart entre l'espérance de vie des personnes non atteintes de cancer et l'espérance de vie des personnes atteintes de cancer. Mesurée en années, la diminution de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des personnes atteintes de cancer correspond à l'écart entre l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des personnes non atteintes de cancer et celle des personnes atteintes de cancer.

RÉSULTATS

ESPÉRANCE DE VIE

Le tableau 4-2 décrit la diminution de l'espérance de vie des femmes et des hommes atteints de cancer, telle qu'établie à certains âges. Toutes les diminutions de l'espérance de vie sont statistiquement significatives ($p < 0,0001$).

À 20 ans, la diminution de l'espérance de vie s'établit à 38,4 années pour les femmes et 39,7 années pour les hommes. À 65 ans, la diminution de l'espérance de vie s'établit à 13,7 années pour les femmes et 11,5 années pour les hommes.

ESPÉRANCE DE VIE AJUSTÉE EN FONCTION DE L'ÉTAT DE SANTÉ

Le tableau 4-2 décrit également la diminution de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des femmes et des hommes atteints de cancer, telle qu'établie à certains âges. Toutes les diminutions de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé sont statistiquement significatives ($p < 0,0001$).

À 20 ans, la diminution de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé s'établit à 33,3 années pour les femmes et 34,8 années pour les hommes. À 65 ans, la diminution de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé s'établit à 10,3 années pour les femmes et 9,2 années pour les hommes.

L'annexe E fournit de plus amples détails sur ces résultats.

TABLEAU 4-2. Espérance de vie (EV)[1], espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS)[1] ainsi que diminution de l'EV et de l'EVAS à certains âges[2], selon le sexe, en présence ou en l'absence de cancer, Canada (excluant le Québec)[3], 2002 à 2005

SEXE	MESURE DE L'ESPÉRANCE DE SANTÉ	POPULATION CANADIENNE (I)	ABSENCE DE CANCER (II)	PRÉSENCE DE CANCER (III)	DIMINUTION DE L'ESPÉRANCE DE SANTÉ EN PRÉSENCE DE CANCER (II – III)
À la naissance					
Femmes	EV	82,8	85,9	27,1	58,8*
	EVAS	71,4	73,8	22,5	51,3*
Hommes	EV	77,8	81,3	22,9	58,4*
	EVAS	68,7	71,5	20,5	51,0*
À 20 ans					
Femmes	EV	63,5	66,6	28,2	38,4*
	EVAS	53,0	55,3	22,0	33,3*
Hommes	EV	58,6	62,1	22,4	39,7*
	EVAS	50,5	53,3	18,5	34,8*
À 65 ans					
Femmes	EV	21,3	23,2	9,5	13,7*
	EVAS	15,7	17,1	6,8	10,3*
Hommes	EV	17,7	20,3	8,8	11,5*
	EVAS	13,8	15,8	6,6	9,2*

SOURCES : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (Statistique Canada, 2000 à 2005) et Registre canadien du cancer (2002 à 2005).

1 Les intervalles de confiance à 95 % sont décrits à l'annexe E.

2 Les motifs suivants justifient le choix des âges : **À la naissance** – comparabilité avec d'autres études portant sur l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé; **À 20 ans** – représentation des cas de cancer à l'âge adulte; **À 65 ans** – en 2005, l'âge moyen des nouveaux cas de cancer recensés par le Registre canadien du cancer était de 65 ans.

3 Le Registre canadien du cancer ne fournit aucune donnée sur la mortalité au Québec.

***** Statistiquement significatif ($p < 0,0001$).

DISCUSSION

Les estimations de l'espérance de vie et de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé que présente ce chapitre reposent sur des calculs qui reflètent l'expérience de mortalité et l'expérience de morbidité des personnes atteintes ou non de cancer au cours de la période de 2002 à 2005. Sachant que ces expériences sont appelées à changer, il faut considérer les résultats comme des statistiques descriptives transversales plutôt que comme des estimations prévisionnelles de la survie. Parmi les facteurs propres aux situations figurent le type de cancer, le stade de la maladie, les traitements disponibles, la durée de survie ainsi que la possible présence d'autres maladies chroniques chez la personne. Les estimations de l'espérance de vie à la naissance des personnes atteintes de cancer combinent l'expérience d'innombrables personnes qui vivent avec le cancer depuis plus ou moins longtemps, peu importe qu'elles aient reçu leur diagnostic à un jeune âge ou à un âge avancé. Cela dit, le cancer demeure une maladie qui frappe surtout les Canadiens âgés d'au moins 50 ans [14].

La diminution de l'espérance de vie ou de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé à la naissance observée entre les cohortes de personnes atteintes ou non de cancer (à savoir, l'écart observé entre ces cohortes) résume les écarts de mortalité et de morbidité mesurés pour ces individus tout au long de la vie. Peu importe l'âge ou le sexe, les taux de mortalité par âge s'avèrent beaucoup plus élevés pour les personnes atteintes de cancer que pour les individus n'étant pas atteints. Par conséquent, l'espérance de vie des premiers est nettement moindre que celle des seconds. La diminution de l'espérance de vie à la naissance des personnes atteintes de cancer (à savoir, l'écart entre l'espérance de vie des personnes non atteintes de cancer et celle des personnes atteintes de cancer, au sens où l'entend la présente étude) est estimée à 58,8 années pour les femmes et 58,4 années pour les hommes. À 20 ans, la diminution de l'espérance de vie des femmes et des hommes concernés est estimée à 38,4 années et 39,7 années, respectivement. La diminution de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé à la naissance des personnes atteintes de cancer est estimée à 51,3 années pour les femmes et 51,0 années pour les hommes. À 20 ans, la diminution de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des femmes et des hommes concernés est estimée à 33,3 années et 34,8 années, respectivement.

Le présent rapport aborde l'espérance de vie des personnes non atteintes de cancer ainsi que l'espérance de vie corrigée en l'absence de cancer (voir l'annexe E). L'espérance de vie corrigée en l'absence de cancer est une mesure de substitution de l'espérance de vie d'une population qui ne connaîtrait aucun cancer. En comparant cette mesure de substitution avec l'espérance de vie de l'ensemble de la population, on obtient une approximation du fardeau imposé par le cancer. Pour faire abstraction du cancer au sein d'une population en vue de produire des estimations corrigées en l'absence de cancer, il suffit de calculer l'espérance de vie à la lumière de l'expérience de mortalité de cette population, en retirant d'abord de l'analyse les décès causés par le cancer. Cet ajustement convient très bien pour les cancers présentant des durées de survie très limitées. Cela dit, par rapport au calcul des estimations corrigées en l'absence de cancer, le calcul de l'espérance de vie et de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des personnes atteintes de cancer permet une évaluation plus précise du fardeau imposé par le cancer.

Les calculs de l'espérance de vie et de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé aux fins d'analyse de la mortalité des personnes atteintes ou non de cancer sont, semble-t-il, sans précédent. En effet, un examen de la littérature n'a permis de trouver aucune publication offrant des calculs équivalents pouvant servir à faire des comparaisons. Par conséquent, les données qui sont communiqués dans cette étude demeurent préliminaires et doivent faire l'objet d'interprétations prudentes. Par exemple, bien que l'équipe de soutien technique sur l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de l'Agence de la santé publique du Canada soit convaincue de l'exactitude de ses calculs, les résultats qu'elle obtient pour la diminution de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé à 20 ans (soit 33,3 années pour les femmes et 34,8 années pour les hommes) semblent très élevés.

La présente étude établit l'espérance de vie à la naissance des personnes non atteintes de cancer à 85,9 années pour les femmes et 81,3 années pour les hommes. La même espérance de vie à la naissance, corrigée en l'absence de cancer, s'établit à 86,2 années et 81,6 années respectivement. L'écart à la naissance entre l'espérance de vie de la population en l'absence de cancer et l'espérance de vie de l'ensemble de la population canadienne — autrement dit, l'augmentation de l'espérance de vie découlant de l'élimination du cancer — est estimé à 3,1 années pour les femmes et 3,5 années pour les hommes. L'augmentation correspondante de l'espérance de vie résultant de l'élimination des décès liés au cancer (conformément à la méthode de calcul des estimations corrigées en l'absence de cancer) est de 3,4 années pour les femmes et 3,7 années pour les hommes. Ces résultats s'apparentent de près aux chiffres d'augmentation de l'espérance de vie qu'ont obtenus certains chercheurs après avoir fait abstraction des décès par cancer [15].

En ce qui a trait à l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé, les plus récentes données publiées par Statistique Canada portent sur l'année 2001 (voir le tableau 2-1). Cependant, Statistique Canada a produit des données relatives à l'espérance de vie à la naissance pour 2006, à partir du nombre de décès observés entre 2005 et 2007. Les chiffres d'espérance de vie établis par Statistique Canada pour la période de 2005 à 2007 (83,0 années pour les femmes et 78,4 années pour les hommes) s'apparentent aux résultats des calculs effectués par l'Agence de la santé publique du Canada pour la période de 2002 à 2005 (82,8 années pour les femmes et 77,8 années pour les hommes) [16].

En résumé, dans la présente analyse portant sur le cancer, l'équipe de soutien technique sur l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de l'Agence de la santé publique du Canada opte pour une méthode de calcul de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé qui pourrait constituer une norme canadienne applicable aux calculs visant d'autres maladies chroniques. Les avantages de cette méthode et les obstacles qui s'y rattachent sont exposés à la rubrique « discussion » du chapitre 3. En effet, la méthode d'analyse retenue pour le cancer est semblable à celle adoptée pour calculer l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des sous-populations atteintes ou non de diabète et/ou d'hypertension artérielle.

LIMITES DE L'ÉTUDE

L'une des contraintes auxquelles se heurte l'exploitation des données du Registre canadien du cancer tient au fait que certains enregistrements du registre ne précisent pas la date du diagnostic. En ce qui concerne les diagnostics de cancer posés au cours de la période de 2002 à 2005, dans un peu moins de 1 % des cas de cancer primitif, l'enregistrement omet de mentionner le jour où le diagnostic a été posé. En outre, dans 6,4 % des cas, la durée de survie s'établit à moins de 31 jours. Une période de survie inférieure à un mois risque d'être synonyme d'un fort taux d'incertitude concernant la durée de survie à compter de la date du diagnostic. Notons par ailleurs que les cas fondés sur le certificat de décès seulement ont été exclus de la présente analyse.

Le calcul de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé ne tient pas compte des personnes vivant dans des établissements de soins de longue durée, faute de données sur cette sous-population. En raison de cette omission, qui constitue une importante limite de l'étude, les valeurs réelles de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de la population sont sans doute passablement moins élevées que les estimations fournies dans le présent rapport [12]. En outre, pour de nombreuses maladies chroniques comme le diabète, l'hypertension artérielle, l'arthrite, l'asthme, les maladies du cœur et les accidents vasculaires cérébraux, le degré de concordance entre les données administratives et les données déclarées par les personnes interrogées tend à varier selon la province et le territoire [17, 18, 19, 20, 21, 22]. L'équipe de soutien technique suppose que cette contrainte se pose également pour le cancer. On ignore quelles sont les répercussions générales de telles fluctuations sur les données relatives à l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé.

CONCLUSION

Ce chapitre décrit la méthode qu'emploie l'Agence de la santé publique du Canada pour calculer l'espérance de vie et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des Canadiens atteints ou non de cancer, à partir de données relatives à la période de 2002 à 2005. Cette méthode est semblable à celle utilisée pour produire les résultats décrits au chapitre 3, et elle pourrait constituer une norme au regard de calculs portant sur toute autre maladie chronique au Canada. L'annexe D dresse une liste de recommandations qu'énonce un consultant externe en vue d'améliorer ladite méthode.

REMERCIEMENTS

Les données que renferment les figures et les tableaux apparaissant dans ce chapitre (et dans les annexes afférentes) ont été transmises à l'Agence de la santé publique du Canada par Statistique Canada, qui les a extraites de la base de données du Registre canadien du cancer. Les registres provinciaux et territoriaux du cancer qui fournissent des renseignements à Statistique Canada ont été avisés de cet échange et y ont consenti. Leur collaboration est grandement appréciée.

Références

1. Statistique Canada. Registre canadien du cancer (consulté le 5 juillet 2012). Sur Internet : http://www.statcan.gc.ca/cgi-bin/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=3207&land=en&db=imdb&adm=8&dis=2
2. Statistique Canada. *Compendium des estimations démographiques, 2007*, produit n° 91-213-SCB au catalogue, Ottawa, Ministre de l'Industrie, 2008.
3. Parkin, D.M., V.W. Chen, J. Ferlay, H.H. Storm et S.L. Whelan. *Comparabilité et contrôle de qualité dans l'enregistrement des cancers*, Lyon, Centre international de recherche sur le cancer de l'Organisation mondiale de la santé et Association internationale des registres de cancer, 1994, rapport technique du CIRC n° 19.
4. Fritz, A., C. Percy, A. Jack, K. Shanmugaratnam, L. Sobin, D.M. Parkin et S. Whelan, éd. *International Classification of Diseases for Oncology*, 3e éd., Genève, Organisation mondiale de la santé, 2000.
5. On, L., R.M. Semenciw et Y. Mao. « Rapport de la situation – Logiciel Orius : calcul des taux et des indicateurs épidémiologiques, et préparation de la sortie graphique », *Maladies chroniques au Canada*, vol. 21, n° 3 (2000), p. 145-147.
6. Statistique Canada. *Causes de décès*, produit n° 84-208-XIF au catalogue, Ottawa, Ministre de l'Industrie, 2009. (consulté le 12 avril 2012) Sur Internet : http://www.statcan.gc.ca/pub/84-208-x/84-208-x2009001-fra.htm
7. Thomas, S., et B. Wannell. « Combiner les cycles de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes », *Rapports sur la santé*, vol. 20, n° 1 (mars 2009), p. 59-65. Statistique Canada, n° 82-003-XPF au catalogue.
8. Chiang, C.L. *The Life Table and its Applications*, Malabar (États-Unis), R.E. Krieger Publishing Company, 1984.
9. Hsieh, J.J. « A General Theory of Life Table Construction and a Precise Abridged Life Table Method », *Biometrical Journal*, vol. 33, n° 2 (1991), p. 143-162.
10. Sullivan, D.F. « A Single Index of Mortality and Morbidity », *HSMHA Health Reports*, vol. 86, n° 4 (avril 1971), p. 347-354.
11. Statistique Canada. Site de téléchargement du programme d'amorçage du logiciel Bootvar (consulté le 5 juillet 2012). Sur Internet : http://www.statcan.gc.ca/rdc-cdr/bootvar_sas-fra.htm
12. Bebbington, A.C. « Espérance de vie sans incapacité mesurée d'après les enquêtes d'incapacité de l'OPCS », dans J.-M. Robine, M. Blanchet et J.E. Dowd, éd., *Espérance de santé*, Paris, Institut national de la santé et de la recherche médicale, 1992, p. 47-67.
13. Mathers, C. *Health Expectancies in Australia 1981 and 1988*, Canberra, Commonwealth of Australia. Australian Institute of Health, 1991.
14. Comité directeur de la Société canadienne du cancer. *Statistiques canadiennes sur le cancer 2010*, Toronto, Société canadienne du cancer, 2010.
15. Manuel, D.G., W. Luo, A.-M. Ugnat et Y. Mao. « Espérance de vie corrigée en fonction de la santé en l'absence d'une cause chez les Canadiens atteints de certaines maladies chroniques », *Maladies chroniques au Canada*, vol. 24, n° 4 (2003), p. 121-129.

16. Statistique Canada. *CANSIM – Tableau 102-0512 : espérance de vie, à la naissance et à 65 ans, selon le sexe, Canada, provinces et territoires, annuel (années)*, Statistique Canada, [2010] (consulté le 15 juin 2010). Sur Internet : http://www5.statcan.gc.ca/cansim/pick-choisir;jsessionid=6FBBBF3D284DEA63AF3725A8093B6413?id=1020512&searchTypeByValue=1&pattern=1020512&lang=fra

17. Manuel, D.G., et S.E. Schultz. « Health-Related Quality of Life and Health-Adjusted Life Expectancy of People with Diabetes in Ontario, Canada, 1996-1997 », *Diabetes Care*, vol. 27, n° 2 (2004), p. 407-414.

18. Lix, L., M. Yogendran, C. Burchill, C. Metge, N. McKeen, D. Moore et R. Bond. *Defining and Validating Chronic Diseases: An Administrative Data Approach*, Winnipeg, Manitoba Centre for Health Policy, juillet 2006, révisé en septembre 2006.

19. Atwood, K., P. McCrea et K. Reimer. *National Diabetes and Other Chronic Disease Surveillance System Validation Study: Intersecting Self-Report CCHS Data with NDCSS Prevalence Data for Hypertensive Cases*, rapport préparé pour le Système canadien de surveillance du diabète et le Système canadien de surveillance des maladies chroniques, février 2009.

20. Atwood, K., P. McCrea et K. Reimer. *National Diabetes and Other Chronic Disease Surveillance System Validation Study: Intersecting Self-Report CCHS Data with Prevalence NDCSS Data*, rapport préparé pour le Système canadien de surveillance du diabète et le Système canadien de surveillance des maladies chroniques, mai 2008.

21. Tu, K., N.R.C. Campbell, Z.L. Chen, K.J. Cauch-Dudek et F.A. McAlister. « Accuracy of Administrative Databases in Identifying Patients with Hypertension », *Open Medicine*, vol. 1, n° 1 (2007), p. E18-E26.

22. Hux, J.E., F. Ivis, V. Flintoft et A. Bica. « Diabetes in Ontario: Determination of Prevalence and Incidence Using a Validated Administrative Data Algorithm », *Diabetes Care*, vol. 25, n° 3 (mars 2002), p. 512-516.

CHAPITRE 5

Espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé selon le revenu

CONTEXTE

Jusqu'à tout récemment, au Canada, aucune étude de cohorte représentative de la population nationale n'avait été menée pour examiner la mortalité selon la situation socio-économique [1]. Dans le contexte canadien, rares sont les recherches à s'être penchées sur les différences socio-économiques liées aux mesures sommaires de la santé de la population, et celles qui l'ont fait ont surtout considéré des indicateurs macroéconomiques comme le revenu du quartier [2] plutôt que des indicateurs microéconomiques comme le revenu du ménage, ce qui a presque certainement atténué l'association observée entre la situation socio-économique et la santé [3].

L'*Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001* [1] fut novatrice puisqu'elle a adopté une stratégie plus vaste que les initiatives précédentes. Cette étude a en effet procédé au suivi d'un échantillon comptant 15 % des répondants du recensement de 1991, examinant à cette fin des données sur la mortalité échelonnées sur une période de onze ans. Ce travail a permis de fournir de l'information robuste, détaillée et pertinente sur le plan des politiques en ce qui touche les différences socio-économiques liées à la mortalité au Canada. En outre, l'étude a jeté des bases empiriques en vue de la conduite future de nombreux projets de recherche [4].

Selon James et ses collaborateurs, un facteur a contribué plus que tout autre à l'atténuation des différences socio-économiques liées à la mortalité au cours des 25 années qui ont suivi l'introduction de régimes universels d'assurance-maladie au Canada : la réduction du taux de décès consécutive à l'établissement de conditions favorables à la prestation de soins médicaux [5].

Ce chapitre vise à communiquer des données récentes sur l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé selon le revenu au Canada. Le jumelage des données sur la mortalité et des données sur le revenu, aux fins du calcul de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé selon le revenu, comporte généralement de nombreux défis qui nécessitent souvent la recherche de solutions alternatives. Dans cette optique, l'annexe F décrit un éventail de stratégies permettant de mesurer l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé selon le revenu. Par ailleurs, l'annexe G présente les résultats d'une analyse, pour le Canada, de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé selon le niveau de scolarité, une statistique qui tient souvent lieu d'indicateur de la situation socio-économique.

ESPÉRANCE DE VIE AJUSTÉE EN FONCTION DE L'ÉTAT DE SANTÉ SELON LE TERTILE DE REVENU DU QUARTIER, 2001

Statistique Canada a publié des estimations de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé en 2001, selon le tertile de revenu du quartier [6]. Ces estimations s'appuient sur les sources de données suivantes :

- la classification des secteurs de recensement selon le tertile de revenu, établie pour 1996;
- les tables de mortalité sommaires selon le tertile de revenu, établies pour 2001;
- le cycle 1.1 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (2000-2001);
- le fichier institutionnel du cycle 2 de l'Enquête nationale sur la santé de la population (fichier de données transversales pour 1996-1997);
- les données de population établies à partir des données du recensement de 2001.

MÉTHODE ADOPTÉE PAR STATISTIQUE CANADA

Afin de classifier les secteurs de recensement de 1996 selon le tertile de revenu du quartier, Wilkins et ses collaborateurs ont examiné l'équivalent du revenu d'une personne seule, une mesure qui correspond au revenu moyen d'un ménage (avant impôt, après transferts) auquel on apporte une correction pour tenir compte de la taille du ménage, au niveau du secteur de recensement [7]. De là, des tables de mortalité ont été constituées pour l'année 1996, selon le tertile de revenu du quartier. Les décès ont ensuite été répartis entre les différents secteurs de recensement, en fonction des codes postaux correspondants. Le revenu moyen des ménages, corrigé pour tenir compte de la taille des ménages, a été calculé pour chaque secteur de recensement, puis les secteurs de recensement ont été catégorisés selon le tertile de revenu du quartier. Enfin, des tables de mortalité ont été établies en fonction de la répartition des décès selon le tertile supérieur, intermédiaire ou inférieur de revenu du quartier.

En vue d'obtenir des résultats pour 2001, Statistique Canada a appliqué, aux tables de mortalité produites pour cette année-là, les pourcentages de décès observés en 1996, pour chaque tertile de revenu du quartier [6].

En fonction du jumelage avec les secteurs de recensement établi dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, Statistique Canada a catégorisé les répondants selon l'un des trois tertiles de revenu du quartier. De là, la valeur moyenne de l'indice de l'état de santé a été calculée pour chaque tertile, en fonction de l'âge, du sexe et de la province. Un examen des données du fichier longitudinal sur les ménages de 1994, lié à l'Enquête nationale sur la santé de la population, a permis de répartir les personnes vivant dans des établissements entre les différents tertiles de revenu. Là où des répondants vivant dans la collectivité en 1994 avaient été classifiés comme personnes vivant dans des établissements lors de cycles d'enquête suivants, Statistique Canada a affecté ces individus aux tertiles pertinents, en fonction du code postal correspondant à leur secteur de recensement de résidence en 1994. Cette répartition selon le tertile a ensuite permis de calculer le pourcentage de personnes vivant dans des établissements pour chaque tertile de revenu du quartier.

L'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé a été établie pour chaque province, conformément à la méthode suivante pour chaque tertile de revenu du quartier :

- La valeur générale de l'indice de l'état de santé dans chaque province, selon le sexe et le groupe d'âge (« partie A »), a été calculée en additionnant deux éléments pour chaque province, soit, d'une part, le produit de la valeur moyenne de l'indice de l'état de santé des personnes vivant dans des établissements et de la proportion de la population vivant dans des établissements et, d'autre part, le produit de la valeur moyenne de l'indice de l'état de santé de la population vivant dans des ménages et de la proportion de la population vivant dans des ménages.
- Le nombre d'années de vie vécues, ajusté en fonction de l'état de santé (« partie B »), a été calculé en multipliant la valeur générale de l'indice de l'état de santé, selon le sexe et le groupe d'âge, par le nombre d'années de vie vécues dans chaque groupe d'âge.
- L'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé selon la province, à la naissance et à 65 ans (« partie C »), a été calculée en divisant la somme du nombre d'années de vie vécues, ajusté en fonction de l'état de santé, par le nombre total de survivants observé aux âges mentionnés précédemment.

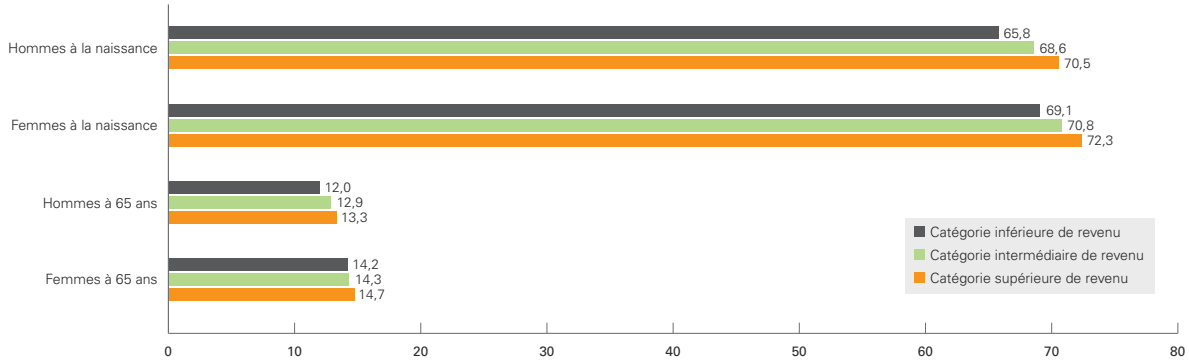
Les notes techniques produites par Statistique Canada [8] communiquent de plus amples détails sur les sources de données et sur le calcul du coefficient de variation de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé.

RÉSULTATS OBTENUS PAR STATISTIQUE CANADA [6]

En 2001, l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des femmes était supérieure à celle des hommes, tant à la naissance qu'à 65 ans. Cet écart est plus visible à la naissance, alors que le nombre anticipé d'années de vie en parfaite santé s'établissait à 70,8 pour les femmes et 68,3 pour les hommes. En règle générale, les Canadiens se trouvant dans le tertile supérieur de revenu du quartier affichent une meilleure longévité et vivent en meilleure santé que les Canadiens se trouvant dans le tertile inférieur de revenu du quartier.

À la naissance, l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des Canadiens se trouvant dans le tertile supérieur de revenu du quartier s'établissait à 72,3 années pour les femmes et 70,5 années pour les hommes. Une comparaison des estimations produites, à la naissance, pour les différents tertiles de revenu du quartier révèle que l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des Canadiens se trouvant dans le tertile supérieur est plus élevée que l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des Canadiens se trouvant dans le tertile inférieur. Cet écart s'établit à 3,2 années pour les femmes et 4,7 années pour les hommes (voir la figure 5-1).

FIGURE 5-1. Espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé à la naissance et à 65 ans, selon le sexe et le tertile de revenu du quartier, Canada, 2001



ESPÉRANCE DE VIE AJUSTÉE EN FONCTION DE L'ÉTAT DE SANTÉ SELON LE DÉCILE DE REVENU, 1991 À 2001

Une récente étude, réalisée par McIntosh et ses collaborateurs, s'est penchée sur les disparités de revenu liées à l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé que l'on observe parmi les adultes canadiens pour la période de 1991 à 2001. Il s'agit là de la première étude à fournir des estimations représentatives, à l'échelon national, des inégalités socio-économiques liées à l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé pour la population adulte des ménages canadiens, et ce, à partir de mesures individuelles de la situation socio-économique, de la mortalité et de la morbidité [3].

MÉTHODE ADOPTÉE PAR MCINTOSH ET SES COLLABORATEURS [3]

Les données sur les décès ont d'abord été tirées de l'*Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001*, réalisée par Statistique Canada avec le concours de l'Initiative sur la santé de la population canadienne [1]. Le recours à des méthodes de jumelage probabilistes a permis d'apparier les membres de la « cohorte » — un échantillon réunissant 15 % des personnes âgées d'au moins 25 ans qui ne vivaient pas dans des établissements et qui avaient rempli le questionnaire détaillé du recensement de 1991 (n = 2 735 152) — avec les enregistrements de la Base canadienne de données sur la mortalité portant sur les décès comptabilisés pour une période de onze ans (du 4 juin 1991 au 31 décembre 2001). Les renseignements relatifs à l'indice de l'état de santé, recueillis auprès de tous les participants du cycle 1.1 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (2000-2001), ont permis d'extrapoler les données sur la qualité de vie liée à la santé (à savoir, les facteurs de pondération relatifs à la valeur moyenne de l'indice de l'état de santé).

En vue de créer le fichier de données jumelées sur la mortalité, McIntosh et ses collaborateurs ont catégorisé, selon le décile de revenu adéquat et sans égard à l'âge, les familles économiques ou les personnes seules visées par le recensement de la population ne vivant pas dans des établissements. Pour définir les déciles de revenu associés à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, les chercheurs ont procédé de la même façon, mais en utilisant le revenu total des ménages plutôt que le revenu total des familles économiques.

Les estimations de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé ont été produites au moyen d'une version modifiée de la méthode de Sullivan [9]. La méthode de Chiang [10] a servi au calcul des tables de mortalité sommaires du moment (groupes d'âge par tranche de cinq ans) ainsi qu'au calcul des écarts-types et des intervalles de confiance à 95 % connexes, et ce, pour chaque sous-groupe pertinent de la population (selon l'âge, le sexe et le décile de revenu).

RÉSULTATS OBTENUS PAR MCINTOSH ET SES COLLABORATEURS [3]

Le tableau 5-1 présente les estimations de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé restante, à l'âge de 25 ans, selon le sexe et le décile de revenu [3]. En ce qui touche l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé, l'écart observé entre le décile supérieur et le décile inférieur s'établit à 9,5 années pour les femmes et 14,1 années pour les hommes. Peu importe le sexe, l'écart observé entre la catégorie supérieure de revenu et la catégorie inférieure de revenu s'avère nettement plus grand pour l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé que pour l'espérance de vie.

Le tableau G-2 de l'annexe G présente les résultats d'analyses supplémentaires portant sur les disparités en matière de santé liées au niveau de scolarité. Plus ce dernier tend à s'accroître, plus l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé tend à augmenter.

TABLEAU 5-1. Espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé restante, à l'âge de 25 ans, selon le sexe et le décile de revenu, Canada, 1991 à 2001 (en années)

	FEMMES			HOMMES		
		Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %	
	Années	de	à	Années	de	à
Décile 1 (inférieur)	42,9	42,4	43,3	37,0	36,4	37,5
Décile 2	45,6	45,2	46,0	40,0	39,5	40,4
Décile 3	48,4	48,0	48,8	43,0	42,6	43,3
Décile 4	49,3	48,8	49,8	43,7	43,3	44,1
Décile 5	49,7	49,2	50,2	46,4	46,0	46,7
Décile 6	51,2	50,7	51,7	46,5	46,1	46,9
Décile 7	50,7	50,2	51,3	47,4	47,1	47,7
Décile 8	51,8	51,1	52,6	48,4	48,0	48,8
Décile 9	52,2	51,7	52,8	49,0	48,6	49,3
Décile 10 (supérieur)	52,4	51,4	53,4	51,1	50,8	51,4
Écart entre les déciles 1 et 10	**9,5**	**8,5**	**10,6**	**14,1**	**13,5**	**14,8**

SOURCES : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001, et Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (cycle 1.1, 2000-2001). Tableau modifié avec la permission de McIntosh et coll. (2009) [3]

DISCUSSION

De 1971 à 1996, l'écart entre l'espérance de vie à la naissance des nantis et des démunis (établi en fonction des quintiles de revenu) a connu une diminution de plus d'une année pour chacun des sexes. Pour presque toutes les causes de décès, les disparités socio-économiques liées à la mortalité se sont notablement atténuées au fil des ans [7].

La mortalité ne constitue cependant qu'une facette de la santé de la population [3]. Deux publications récentes [11, 12] nous rappellent que le fait de combiner les pires expériences de morbidité et de mortalité des groupes socio-économiques défavorisés met en lumière des disparités socio-économiques liées à la santé plus accentuées que l'examen des expériences strictement associées à la mortalité. Les résultats de l'étude réalisée par McIntosh et ses collaborateurs confirment que les disparités entre les personnes appartenant au décile supérieur de revenu et les personnes appartenant au décile inférieur de revenu s'avèrent beaucoup plus importantes lorsqu'on considère l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé plutôt que l'espérance de vie [3].

Au Canada, en 2001, les femmes et les hommes se trouvant dans le tertile supérieur de revenu avaient une espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de 72,3 années et 70,5 années, respectivement. Une comparaison de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé estimée dans différentes catégories de revenu révèle qu'à la naissance, par rapport aux femmes occupant le tertile inférieur, les femmes dans le tertile supérieur de revenu profitaient d'une meilleure espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (écart de 3,2 années). La même constatation s'applique aux hommes, pour qui l'écart observé entre les individus situés dans le tertile supérieur et le tertile inférieur s'élevait à 4,7 années, sur le plan de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé [6].

Références

1. Wilkins, R., M. Tjepkema, C. Mustard et R. Choinière. « Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001 », *Rapports sur la santé*, vol. 19, n° 3 (septembre 2008), p. 27-48. Statistique Canada, n° 82-003-XPF au catalogue.
2. Wilkins, R., J.M. Berthelot et E. Ng. « Tendances de la mortalité selon le revenu du quartier dans les régions urbaines du Canada de 1971 à 1996 », *Supplément aux Rapports sur la santé*, vol. 13 (2002), p. 51-79. Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue.
3. McIntosh, C.N., P. Finès, R. Wilkins et M.C. Wolfson. « Disparités selon le revenu dans l'espérance de vie ajustée sur la santé chez les adultes au Canada, 1991 à 2001 », *Rapports sur la santé*, vol. 20, n° 4 (décembre 2009), p. 59-70. Statistique Canada, n° 82-003-XPF au catalogue.
4. Wolfson, M.C., C.N. McIntosh, P. Finès et R. Wilkins. *Refining the Measurement of Health Inequalities in Canada – New Data, New Approaches*, document préparé pour la 30e Conférence générale de l'Association internationale de recherches sur le revenu et la fortune, 24 au 30 août 2008, Portoroz (Slovénie), 2008 (consulté le 22 février 2010). Sur Internet : http://www.iariw.org
5. James, P.D., R. Wilkins, A.S. Detsky, P. Tugwell et D.G. Manuel. « Avoidable Mortality by Neighbourhood Income in Canada: 25 years after the Establishment of Universal Health Insurance », *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 61 (2007), p. 287-296.
6. Statistique Canada. « 37b-HLT : espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS) selon le revenu », dans Statistique Canada, *Indicateurs de la santé comparables – Canada, provinces et territoires*, produit n° 82-401-XIF au catalogue, Ottawa, Ministre de l'Industrie, 2004 (consulté le 23 février 2010). Sur Internet : http://www.statcan.gc.ca/pub/82-401-x/2002000/considerations/hlt/4064225-fra.htm
7. Wilkins, R., E. Ng, J.-M. Berthelot et F. Mayer. *Provincial Differences in Disability-Free Life Expectancy by Neighbourhood Income and Education in Canada, 1996*, rapport technique présenté au Comité de revue des indicateurs de rendement (CRIR) de la Conférence fédérale-provinciale territoriale des sous-ministres de la santé, Ottawa, Statistique Canada. Groupe d'analyse et de mesure de la santé, 31 mai 2002.
8. Statistique Canada. « 37a-HLT : espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS) de l'ensemble de la population », dans Statistique Canada, *Indicateurs de la santé comparables – Canada, provinces et territoires*, produit n° 82-401-XIF au catalogue, Ottawa, Ministre de l'Industrie, 2004 (consulté le 23 février 2010). Sur Internet : http://www.statcan.gc.ca/pub/82-401-x/2002000/considerations/hlt/4064224-fra.htm

9. Sullivan, D.F. « A Single Index of Mortality and Morbidity », *HSMHA Health Reports*, vol. 86, n° 4 (avril 1971), p. 347-354.

10. Chiang, C.L. *The Life Table and its Applications*, Malabar (États-Unis), R.E. Krieger Publishing Company, 1984.

11. Crimmins, E.M., et E. Cambois. « Social Inequalities in Health Expectancy », dans J.M. Robine, C. Jagger, C.D. Mathers, E.M. Crimmins et R.M. Suzman, éd., *Determining Health Expectancies*, Chichester (Royaume-Uni), Wiley, 2003, p. 111-125.

12. Mackenbach, J.P. Health Inequalities: Europe in Profile, rapport commandé par la Présidence britannique de l'Union européenne, Rotterdam, Erasmus MC, février 2006 (consulté le 22 février 2010). Sur Internet : http://www.who.int/social_determinants/resources/european_inequalities.pdf

CHAPITRE 6

Discussion

L'espérance de vie est un indicateur du nombre moyen d'années de vie que peut s'attendre à connaître une personne. Il s'agit d'une mesure fondamentale qui est couramment utilisée pour évaluer la santé de la population [1, 2, 3, 4]. Pour sa part, l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé est une mesure sommaire qui tente de donner un aperçu plus complet de la santé de la population que l'espérance de vie classique. À cette fin, elle s'intéresse non seulement à la durée de la vie, mais aussi à la qualité de la vie [5, 6, 7]. Le présent rapport propose une perspective et de nouvelles données relatives à l'espérance de vie et à l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des Canadiens, selon la présence ou l'absence de maladies chroniques (présence ou absence de diabète sucré, d'hypertension artérielle et de cancer). De plus, le rapport reprend certaines estimations récentes de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé au Canada, selon la situation socio-économique (revenu).

Telle que calculée suivant la méthode de Sullivan, l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé fournit une estimation, à un âge donné, du nombre moyen d'années de vie en bonne santé que peut s'attendre à connaître encore une personne, sans égard à la façon dont se conçoit la « bonne santé ». Par exemple, au Canada — sans compter le Québec, province pour laquelle les données n'étaient pas disponibles —, entre 2002 et 2005, les femmes âgées de 20 ans pouvaient s'attendre à connaître encore 63,5 années de vie, dont 53,0 années de vie en bonne santé, ce qui représente 83 % de leur espérance de vie restante (voir le chapitre 4).

Au Canada, l'espérance de vie connaît une augmentation [5-8]. En 1990, l'espérance de vie à la naissance s'établissait à 80,9 années pour les femmes et 74,6 années pour les hommes [8]. Le présent rapport estime qu'au cours de la période de 2004 à 2006 (voir le chapitre 3), l'espérance de vie à la naissance s'établissait à 83,6 années pour les femmes et 78,9 années pour les hommes (données non disponibles pour le Québec et deux territoires). En moyenne, la longévité des femmes dépassait celle des hommes de 4,7 années, mais ces derniers pouvaient s'attendre à connaître une plus forte proportion d'années de vie en bonne santé que les femmes (88,2 % contre 86,2 %). L'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé à la naissance tient compte de nombreuses maladies chroniques qui se manifestent avec l'âge. Dans cette optique, le présent rapport propose des estimations de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé à différentes étapes de la vie, notamment à l'âge moyen auquel survient l'incidence de certaines maladies.

Le Canada connaît une augmentation de la prévalence du diabète et de l'obésité, deux phénomènes qui frappent tout particulièrement les aînés et les Autochtones [3]. Au chapitre 3, le rapport effectue une série de comparaisons visant les personnes atteintes ou non de diabète et/ou d'hypertension artérielle, ce qui permet d'évaluer les répercussions de ces maladies sur l'espérance de vie et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé au cours de la période de 2004 à 2006. Le diabète est associé à une diminution plus marquée de l'espérance de vie que l'hypertension artérielle. À 20 ans, on observe une plus grande diminution de l'espérance de vie pour les femmes et les hommes atteints de diabète (9,2 années et 8,8 années, respectivement) que pour les femmes et les hommes atteints d'hypertension artérielle (3,3 années et 4,1 années, respectivement). La diminution la plus significative de l'espérance de vie s'observe auprès des femmes et des hommes atteints à la fois de diabète et d'hypertension artérielle (13,4 années et 15,3 années, respectivement). Une tendance semblable se dessine en ce qui touche l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé. À 20 ans, cet indicateur connaît une diminution plus grande pour les femmes et les hommes atteints de diabète (10,1 années et 9,6 années, respectivement) que pour les femmes et les hommes atteints d'hypertension artérielle (6,1 années et 5,7 années, respectivement). La diminution la plus significative de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé s'observe auprès des femmes et des hommes atteints à la fois de diabète et d'hypertension artérielle (16,1 années et 15,9 années, respectivement).

Au chapitre 4, le rapport se penche sur l'espérance de vie et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des personnes ayant reçu un diagnostic de cancer, et ce, pour la période de 2002 à 2005. L'analyse révèle que le cancer agit grandement sur l'espérance de vie. En effet, par rapport aux personnes non atteintes de la maladie, les personnes atteintes de cancer présentent une espérance de vie et une espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé nettement moins élevées. À 20 ans, la diminution de l'espérance de vie associée au cancer s'établit à 38,4 années pour les femmes et 39,7 années pour les hommes, tandis que la diminution de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé atteint 33,3 années pour les femmes et 34,8 années pour les hommes. Les résultats indiquent que, s'il était possible d'éliminer les décès par cancer, l'espérance de vie (à la naissance) de l'ensemble de la population se trouverait grandement augmentée, à hauteur 3,4 années pour les femmes et 3,7 années pour les hommes (voir le tableau E-1 de l'annexe E).

Comme mentionné précédemment, l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé est une mesure de l'espérance de vie en pleine santé. Cet indicateur a connu une progression plus rapide que l'espérance de vie, mais sans que l'on puisse trouver les causes du phénomène [2, 3, 4, 5]. Selon toute vraisemblance, l'amélioration des systèmes de santé et le renforcement des interventions ciblant les affections chroniques se sont traduits par une diminution des taux de prévalence du cancer et des maladies du cœur [4]. Ainsi, les Canadiens ont vu leur espérance de vie et leur espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé progresser de façon soutenue [5, 8].

Pour analyser l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé selon la présence ou l'absence de maladies chroniques, l'équipe de soutien technique sur l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de l'Agence de la santé publique du Canada a eu recours à l'indice de l'état de santé fourni par l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes — une statistique disponible exclusivement pour les Canadiens âgés d'au moins 12 ans. L'équipe s'est heurtée à d'autres limites concernant les données, notamment en ce qui concerne la disponibilité de renseignements pour certaines provinces et certains territoires, si bien que les estimations obtenues ne décrivent pas parfaitement l'espérance de vie et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de tous les Canadiens [9-11]. En raison de telles contraintes, les valeurs réelles de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de la population sont sans doute moins élevées que les estimations présentées dans le rapport. Par ailleurs, ayant été directement fournies par les personnes interrogées, les données d'enquête pourraient renfermer des erreurs liées au biais d'auto-sélection. De plus, les données du système de surveillance se fondent sur les déclarations de la situation faites par les médecins et/ou les hôpitaux. Enfin, le manque de données relatives aux personnes vivant dans des établissements de soins de longue durée constitue un obstacle de taille. En dépit de toutes ces limites, le rapport démontre qu'il est faisable d'exploiter des fichiers de données jumelées, renfermant de l'information sur la mortalité et sur la prévalence des maladies, en vue d'assurer un suivi et de produire des estimations de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé, au regard de sous-populations atteintes de diverses maladies chroniques. Il importe cependant de rappeler que, tels que communiqués dans la présente étude, les résultats obtenus pour différentes maladies constituent des statistiques descriptives transversales plutôt que des estimations prévisionnelles.

La situation socio-économique est un facteur étroitement lié à l'espérance de vie et à l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé [12]. La réduction des taux de décès à la suite de l'établissement de conditions favorables à la prestation de soins médicaux a contribué de façon prédominante à l'atténuation des différences socio-économiques liées à la mortalité au cours des 25 années qui ont suivi l'introduction de régimes universels d'assurance-maladie au Canada [9]. On constate que les disparités de revenu liées à l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé s'avèrent nettement plus marquées que les disparités de revenu liées à l'espérance de vie classique [13, 14, 15]. Dans le cadre d'une récente étude des disparités de revenu observées chez les adultes canadiens au cours de la période 1991 à 2001, des chercheurs ont fourni les toutes premières estimations représentatives, à l'échelon national, des inégalités socio-économiques liées à l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé au Canada, telles que calculées à partir du revenu personnel et familial [12]. Ces chercheurs ont constaté qu'à l'âge de 25 ans, l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des femmes et des hommes se trouvant dans le décile supérieur de revenu s'établissait à 52,4 années et 51,1 années respectivement, comparativement à 42,9 années et 37,0 années pour les femmes et les hommes se trouvant dans le décile inférieur de revenu. Ainsi, sur le plan de l'espérance

de vie ajustée en fonction de l'état de santé, l'écart observé entre le décile supérieur et le décile inférieur était de 9,5 années pour les femmes et 14,1 années pour les hommes [12]. Au chapitre 5 et à l'annexe G, le présent rapport reprend certains résultats déjà connus qui fournissent des indications fortes et cohérentes de l'existence d'une relation inverse entre la situation socio-économique et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé.

Avec son premier rapport sur l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé au Canada, l'Agence de la santé publique du Canada diffuse une information stratégique pertinente concernant les écarts d'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé que connaissent les Canadiens, selon leur situation socio-économique et selon qu'ils soient atteints ou non de maladies chroniques. De plus, le rapport partage les recommandations formulées par un consultant externe, en vue de la conduite d'études futures à l'échelon national. Le recours permanent aux sources de données disponibles et le déploiement d'efforts pour documenter les méthodes retenues favoriseront sans doute l'évaluation des futures tendances observées au regard de tels indicateurs.

Références

1. Manuel, D.G., V. Goel, J.I. Williams et P. Corey. « Espérance de vie ajustée selon l'état de santé à l'échelon local en Ontario », *Maladies chroniques au Canada*, vol. 21, n° 2 (2000), p. 78-86.
2. Manuel, D.G., S.E. Schultz et J.A. Kopec. « Measuring the Health Burden of Chronic Disease and Injury Using Health Adjusted Life Expectancy and the Health Utilities Index », *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 56 (2002), p. 843-850.
3. Manuel, D.G., W. Luo, A.-M. Ugnat et Y. Mao. « Espérance de vie corrigée en fonction de la santé en l'absence d'une cause chez les Canadiens atteints de certaines maladies chroniques », *Maladies chroniques au Canada*, vol. 24, n° 4 (2003), p. 121-129.
4. Manuel, D.G., 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*, vol. 2, article n° 4 (2004).
5. Manuel, D.G., et S.E. Schultz. « Health-Related Quality of Life and Health-Adjusted Life Expectancy of People with Diabetes in Ontario, Canada, 1996-1997 », *Diabetes Care*, vol. 27, n° 2 (2004), p. 407-414.
6. Thomas, S., et B. Wannell. « Combiner les cycles de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes », *Rapports sur la santé*, vol. 20, n° 1 (mars 2009), p. 59-65. Statistique Canada, n° 82-003-XPF au catalogue.
7. Wolfson, M.C. « Espérance de vie ajustée sur la santé », *Rapports sur la santé*, vol. 8, n° 1 (été 1996), p. 43-49. Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue.
8. Statistique Canada. *CANSIM – Tableau 102-0511 : espérance de vie, table de mortalité abrégée, à la naissance et à 65 ans, selon le sexe, Canada, provinces et territoires, annuel (années)*, Statistique Canada, (consulté le 15 juin 2010). Sur Internet : http://www5.statcan.gc.ca/cansim/pick-choisir;jsessionid=6FBBBF3D284DEA63AF3725A8093B6413?id=1020512&searchTypeByValue=1&pattern=1020512&lang=fra
9. James, P.D., R. Wilkins, A.S. Detsky, P. Tugwell et D.G. Manuel. « Avoidable Mortality by Neighbourhood Income in Canada: 25 years after the Establishment of Universal Health Insurance », *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 61 (2007), p. 287-296.
10. Berthelot, J.-M. « Health-Adjusted Life Expectancy (HALE) », dans J.M. Robine, C. Jagger, C.D. Mathers, E.M. Crimmins et R.M. Suzman, éd., *Determining Health Expectancies*, West Sussex (England): John Wiley & Sons Ltd., 2003, p. 235-246.
11. Statistique Canada. *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) : information détaillée pour 2005 (cycle 3.1)*, Statistique Canada, 2005 (consulté le 15 juin 2010). Sur Internet : http://www.statcan.gc.ca/cgi-bin/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SurvId=3226&SurvVer=0&InstaId=15282&InstaVer=3&SDDS=3226&lang=en&db=IMDB&adm=8&dis=2
12. McIntosh, C.N., P. Finès, R. Wilkins et M.C. Wolfson. « Disparités selon le revenu dans l'espérance de vie ajustée sur la santé chez les adultes au Canada, 1991 à 2001 », *Rapports sur la santé*, vol. 20, n° 4 (décembre 2009), p. 59-70. Statistique Canada, n° 82-003-XPF au catalogue.

13. Statistique Canada. « 37b-HLT : Espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS) selon le revenu », dans Statistique Canada, *Indicateurs de la santé comparables – Canada, provinces et territoires*, produit n° 82-401-XIF au catalogue, Ottawa, Ministre de l'Industrie, 2004 (consulté le 23 février 2010). Sur Internet : http://www.statcan.gc.ca/pub/82-401-x/2002000/considerations/hlt/4064225-fra.htm

14. Eng, K., et D. Feeny. « Comparing the Health of Low Income and Less Well Educated Groups in the United States and Canada », *Population Health Metrics*, vol. 5, article n° 10 (2007).

15. Wolfson, M.C., C.N. McIntosh, P. Finès et R. Wilkins. *Refining the Measurement of Health Inequalities in Canada – New Data, New Approaches*, document préparé pour la 30e Conférence générale de l'Association internationale de recherches sur le revenu et la fortune, 24 au 30 août 2008, Portoroz (Slovénie), 2008 (consulté le 22 février 2010). Sur Internet : http://www.iariw.org

ANNEXES

ANNEXE A

Méthodes de calcul fondées sur la prévalence et sur l'incidence

Les différentes méthodes de calcul de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé se répartissent en deux grandes catégories, selon qu'elles soient fondées sur la prévalence ou sur l'incidence. Ces méthodes font appel à des modes de calculs différents et permettent de mesurer des résultats différents [1]. Les indicateurs de l'espérance de santé fondés sur la prévalence ou sur l'incidence sont calculés en utilisant chacun leurs propres types de tables de mortalité.

Les indicateurs fondés sur l'incidence sont calculés au moyen d'une table de mortalité multidimensionnelle et de données de cohorte indiquant les probabilités de passage d'un état de santé à l'autre. Au moins trois états doivent être définis : « en bonne santé », « malade » et « décédé ». Les probabilités associées au passage entre ces états portent respectivement les noms « d'incidence », de « rémission » et de « létalité ». Les probabilités exactes de passage sont estimées à partir de données longitudinales établies pour une cohorte faisant l'objet d'un suivi au fil du temps. Cette méthode est celle qui sous-tend le modèle des maladies chroniques mis au point par les Pays-Bas, lequel décrit le parcours de vie des cohortes en fonction du passage entre catégories de facteurs de risque et en fonction de l'évolution des états de maladie au fil du temps [2]. L'Organisation mondiale de la santé préconise le recours à une démarche simplifiée, fondée sur l'utilisation de données transversales existantes sur la prévalence de chaque état de santé [3].

Les indicateurs de l'espérance de santé fondés sur la prévalence s'appuient sur une table de mortalité du moment qui comporte deux états : « vivant » et « décédé ». Les années liées à l'état « vivant » se répartissent en deux groupes — années de vie vécues en bonne santé et années de vie vécues avec une maladie —, selon la prévalence observée de la maladie. Cette méthode fondée sur la prévalence porte le nom de « méthode de Sullivan », en reconnaissance des travaux d'avant-garde réalisés en cette matière par Daniel Sullivan et publiés en 1971 [4]. Une version modifiée de la méthode prévoit un ajustement du nombre d'années de vie vécues — pour chaque état [5, 6] ou pour la moyenne de l'ensemble des états [7] — en fonction de la mesure de la qualité de vie liée à la santé.

Les méthodes fondées sur la prévalence ne peuvent refléter les fluctuations subites des taux de passage liées à l'incapacité. Cependant, elles savent fournir une bonne estimation des valeurs multidimensionnelles exactes là où la prévalence de l'incapacité évolue en douceur et de façon plutôt régulière sur une période prolongée [5, 8].

Références – Annexe A

1. Barendregt, J.J. « Incidence and Prevalence-Based SMH: Making the Twain Meet », dans C.J.L. Murray, J.A. Salomon, C.D. Mathers et A.D. Lopez, éd., *Summary Measures of Population Health: Concepts, Ethics, Measurement and Applications*, Genève, Organisation mondiale de la santé, 2002 (consulté le 15 juin 2010). Sur Internet : http://whqlibdoc.who.int/publications/2002/9241545518.pdf

2. van Baal, P.H.M., R.T. Hoogenveen, G.A. de Wit et H.C. Boshuizen. « Estimating Health-Adjusted Life Expectancy Conditional on Risk Factors: Results for Smoking and Obesity », *Population Health Metrics*, vol. 4, article n° 14 (2006).

3. Mathers, C.D., C.J.L. Murray et J.A. Salomon. « Methods for Measuring Healthy Life Expectancy », dans C.J.L. Murray et D. Evans, éd., *Health Systems Performance Assessment: Debates, Methods and Empiricism*, Genève, Organisation mondiale de la santé, 2003, p. 437-470.

4. Sullivan, D.F. « A Single Index of Mortality and Morbidity », *HSMHA Health Reports*, vol. 86, n° 4 (avril 1971), p. 347-354.

5. Wilkins, R., et O.B. Adams. *Healthfulness of Life: A Unified View of Mortality, Institutionalization and Non-Institutionalized Disability in Canada, 1978*, Montréal, Institut de recherche en politiques publiques, 1983.

6. Wilkins, R., et O.B. Adams. « Health Expectancy in Canada, Late 1970s: Demographic, Regional and Social Dimensions », *American Journal of Public Health*, vol. 73, n° 9 (septembre 1983), p. 1073-1080.

7. Wolfson, M.C. « Espérance de vie ajustée sur la santé », *Rapports sur la santé*, vol. 8, n° 1 (été 1996), p. 43-49. Statistique Canada, n° 82-003-XPF au catalogue.

8. Mathers, C.D., et J.-M. Robine. « How Good is Sullivan's Method for Monitoring Changes in Population Health Expectancies », *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 51 (1997), p. 80-86.

ANNEXE B

Supplément aux méthodes de calcul de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé, selon la présence ou l'absence de maladies chroniques

SOURCES DE DONNÉES

Les données sur la mortalité et sur la population sont disponibles dans les statistiques administratives de l'état civil et les données de recensement, ainsi que dans les registres des maladies. Pour calculer l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des Canadiens atteints ou non de diabète et/ou d'hypertension artérielle, l'équipe de soutien technique sur l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de l'Agence de la santé publique du Canada a eu recours, d'une part, à des données sur la mortalité et sur la population provenant du Système canadien de surveillance des maladies chroniques et, d'autre part, à des données sur l'indice de l'état de santé provenant de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes. Pour calculer l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des Canadiens atteints ou non de cancer, l'équipe de soutien technique a eu recours à des données sur la mortalité provenant du Registre canadien du cancer (base de données ORIUS), à des données sur la population provenant de Statistique Canada ainsi qu'à des données sur l'indice de l'état de santé provenant de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes.

ENQUÊTE SUR LA SANTÉ DANS LES COLLECTIVITÉS CANADIENNES

TABLEAU B-1. Disponibilité de données relatives à l'indice de l'état de santé, selon la province et le territoire

CYCLE DE L'ENQUÊTE SUR LA SANTÉ DANS LES COLLECTIVITÉS CANADIENNES	PROVINCES ET TERRITOIRES POUR LESQUELS EXISTENT DES DONNÉES SUR L'INDICE DE L'ÉTAT DE SANTÉ
Fichier partagé relatif au cycle 1.1 (2000-2001)	Terre-Neuve-et-Labrador, Île-du-Prince-Édouard, Nouvelle-Écosse, Nouveau-Brunswick, Québec, Ontario, Manitoba, Saskatchewan, Alberta, Colombie-Britannique et Yukon
Fichier relatif au sous-échantillon 1 du cycle 2.1 (2003)	Terre-Neuve-et-Labrador, Île-du-Prince-Édouard, Nouvelle-Écosse, Nouveau-Brunswick, Québec, Ontario, Manitoba, Saskatchewan, Alberta, Colombie-Britannique, Yukon, Territoires du Nord-Ouest et Nunavut
Fichier relatif au sous-échantillon 1 du cycle 3.1 (2005)	Terre-Neuve-et-Labrador, Île-du-Prince-Édouard, Nouvelle-Écosse, Nouveau-Brunswick, Québec, Ontario, Manitoba, Saskatchewan, Alberta, Colombie-Britannique, Yukon, Territoires du Nord-Ouest et Nunavut

FICHIER PARTAGÉ

Un fichier partagé réunit l'information relative à un sous-ensemble de personnes interrogées qui acceptent de partager avec Santé Canada les données recueillies dans le cadre de l'enquête. Ces personnes répondent par l'affirmative à la question suivante :

> *Statistique Canada aimerait que vous donniez votre permission de partager l'information recueillie lors de l'interview effectuée dans le cadre de cette enquête avec [Santé Canada, l'Agence de santé publique du Canada / Santé Canada] et les ministères provinciaux et territoriaux de la Santé. Le ministère de la Santé de votre province pourrait permettre à votre région sociosanitaire d'avoir accès à certains de ces renseignements, mais les noms, adresses, numéros de téléphone et numéros d'assurance-maladie ne seront pas fournis.*
>
> *Tous les renseignements demeureront strictement confidentiels et ne seront utilisés qu'à des fins statistiques. Acceptez-vous que les données que vous avez fournies soient partagées?*

FICHIERS RELATIFS AU SOUS-ÉCHANTILLON 1

Les fichiers relatifs aux sous-échantillons [1] réunissent l'information associée à des modules du questionnaire qui ne sont administrés qu'à un sous-ensemble de résidents inclus dans le fichier partagé. Ces fichiers ont pour but d'appuyer la production d'estimations à l'échelon provincial et national et de stimuler la participation à l'enquête tout en allégeant autant que possible le fardeau de réponse. L'indice de l'état de santé compte parmi les variables incluses dans le sous-échantillon 1.

INDICE DE L'ÉTAT DE SANTÉ

L'indice de l'état de santé est une mesure d'utilité à attributs multiples qui décrit l'état de santé en fonction de huit paramètres (la vue, l'ouïe, la parole, l'ambulation, la dextérité, l'émotion, la cognition et la douleur), évalués indépendamment sur une échelle comptant cinq ou six niveaux fonctionnels [2]. La valeur générale de l'indice varie entre -0,36 (limite inférieure correspondant au pire état de santé possible) et +1,0 (limite supérieure correspondant à une parfaite santé). La valeur 0,0 correspond à l'état d'une personne décédée. Certains états de santé sont jugés pires que la mort, ce qui explique pourquoi la valeur de l'indice peut être inférieure à zéro. Chaque paramètre se voit attribuer une cote d'utilité variant entre 0,0 (capacité fonctionnelle minimale) et 1,0 (capacité fonctionnelle maximale). Est jugé important, sur le plan clinique, tout écart supérieur ou égal à 0,03 concernant la valeur générale de l'indice ou tout écart supérieur ou égal à 0,05 concernant la cote d'utilité d'un paramètre.

REGISTRE CANADIEN DU CANCER

Le Registre canadien du cancer est constitué à partir de données administratives recueillies dans chaque province et chaque territoire. Tout registre provincial ou territorial du cancer fournit des données sur les personnes atteintes de cancer et les tumeurs cancéreuses, selon un format uniforme pré-édité qui peut être lu automatiquement. Tous les ans, de nouveaux enregistrements relatifs aux tumeurs cancéreuses sont entrés dans cette base de données axée sur les patients, qui est hébergée et maintenue par Statistique Canada. Cet organisme traite également les demandes qui lui sont transmises au fur et à mesure, lorsqu'il y a lieu de corriger des inscriptions incomplètes ou erronées.

CALCUL DE L'ESPÉRANCE DE VIE POUR L'ANALYSE PORTANT SUR LE CANCER

Étapes du calcul de l'espérance de vie corrigée en l'absence de cancer :

1. L'analyse s'appuie sur les taux de mortalité toutes causes confondues des personnes atteintes de cancer et de l'ensemble de la population, pour la période de 2002 à 2005.
2. Le nombre de décès pour toutes causes confondues chez les personnes atteintes de cancer a été soustrait du nombre de décès pour toutes causes confondues dans l'ensemble de la population (conformément à la formule ci-dessous).
3. Le calcul des taux de mortalité par âge a été fondé sur les données sur les décès enregistrés au cours d'une période de quatre ans.
4. L'espérance de vie a été établie selon le sexe et le groupe d'âge.

Formule de calcul du taux de mortalité par âge (lequel est requis pour estimer l'espérance de vie corrigée en l'absence de cancer et l'espérance de vie corrigée ajustée en fonction de la santé en l'absence de cancer) :

$$R_i = \frac{D_{ai} - D_{ci}}{P_{ai}}$$

Où :

- R_i désigne le taux de mortalité par âge;
- D_{ai} désigne le nombre de décès pour toutes causes confondues dans la population canadienne dans le groupe d'âge i;
- D_{ac} désigne le nombre de décès pour toutes causes confondues chez les personnes atteintes de cancer dans le groupe d'âge i;
- P_{ai} désigne la population canadienne correspondant au groupe d'âge i.

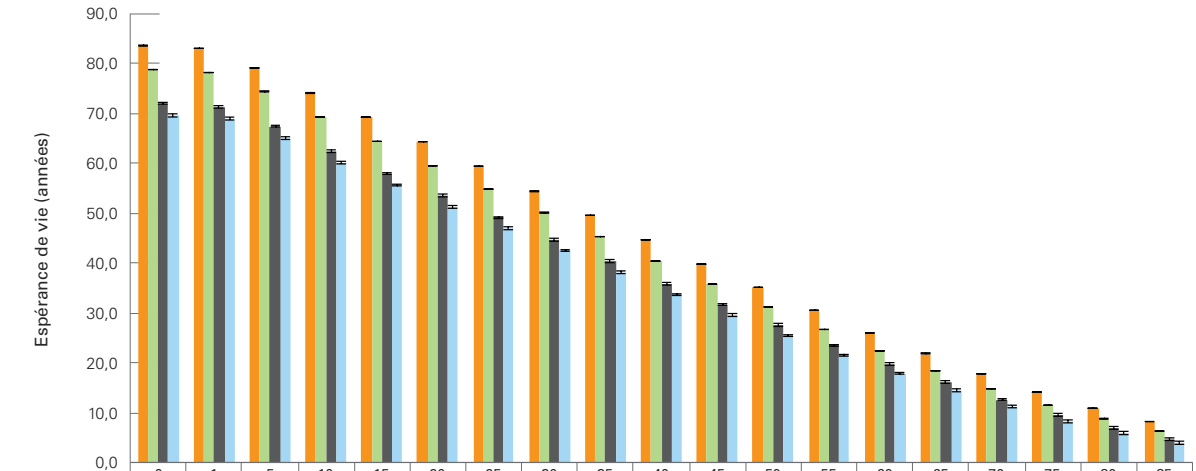
Références – Annexe B

1. Statistique Canada. *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) : information détaillée pour 2003 (cycle 2.1)*, Statistique Canada, 2004 (consulté le 15 juin 2010). Sur Internet : http://www.statcan.gc.ca/cgi-bin/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SurvId=3226&SurvVer=0&InstaId=15282&InstaVer=2&SDDS=3226&lang=en&db=IMDB&adm=8&dis=2
2. Maddigan, S.L., D.H. Feeny, S.R. Majumdar, K.B. Farrisg et J.A. Johnson. « Health Utility Index Mark 3 Demonstrated Construct Validity in a Population-Based Sample with Type 2 Diabetes », *Journal of Clinical Epidemiology*, vol. 59, n° 5 (mai 2006), p. 472-477.

ANNEXE C

Supplément aux résultats du chapitre 3

FIGURE C-1. Espérance de vie (EV) et espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS) selon le sexe et l'âge, Canada (excluant le Québec, le Nunavut et les Territoires du Nord-Ouest), 2004 à 2006



	0	1	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70	75	80	85
EV, femmes	83,6	83,0	79,1	74,1	69,2	64,3	59,4	54,4	49,6	44,7	39,9	35,2	30,6	26,1	21,9	17,9	14,2	11,0	8,2
EV, hommes	78,9	78,3	74,4	69,4	64,5	59,6	54,9	50,1	45,3	40,5	35,8	31,2	26,8	22,5	18,5	14,9	11,6	8,8	6,4
EVAS, femmes	72,1	71,4	67,5	62,5	58,0	53,6	49,2	44,7	40,4	35,9	31,7	27,6	23,6	19,8	16,2	12,7	9,6	7,0	4,8
EVAS, hommes	69,6	69,0	65,1	60,2	55,7	51,3	47,0	42,6	38,2	33,8	29,6	25,5	21,6	17,9	14,5	11,3	8,3	5,9	4,1

Âge

(1) Les groupes d'âge utilisés dans cette analyse sont les suivants : 0-1, 1-4, 5-9, ..., 80-84 et 85 ans et plus. Le libellé de l'axe dans la figure montre seulement la première année de l'intervalle d'âge car l'espérance de vie et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé ont été calculées pour la première année de l'intervalle d'âge.

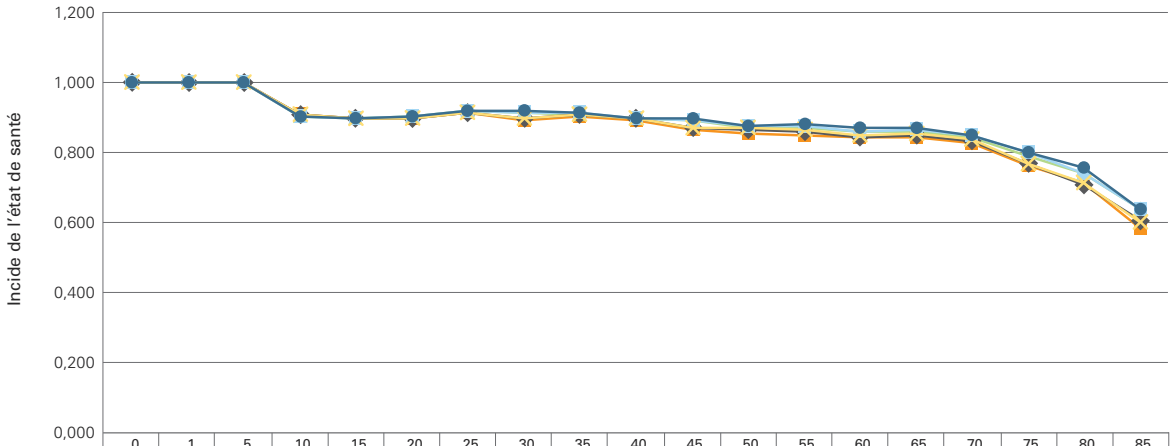
(2) L'intervalle de confiance à 95% (illustré par les barres d'erreur au-dessus de chaque barre) délimite une plage de valeurs susceptible d'inclure la véritable valeur 19 fois sur 20.

SOURCES : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (Statistique Canada, 2000 à 2005) et Système canadien de surveillance des maladies chroniques (Agence de la santé publique du Canada, 2004 à 2006).

COMPARAISON ENTRE LA VALEUR MOYENNE DE L'INDICE DE L'ÉTAT DE SANTÉ DES PERSONNES NON ATTEINTES DE MALADIE ET LA VALEUR MOYENNE DE L'INDICE DE L'ÉTAT DE SANTÉ SELON LA PRÉSENCE OU L'ABSENCE DE MALADIE

La valeur moyenne de l'indice de l'état de santé des personnes non atteintes de maladie est à peu près identique pour les deux sexes (voir la figure C-2). Peu importe le sexe et la maladie, la valeur moyenne de l'indice observée pour différentes combinaisons de maladies diverge légèrement de la valeur moyenne observée pour les personnes non atteintes de maladie (voir la figure C-3). Cet écart s'explique par la taille d'échantillon plus petite de la population visée par les calculs de moyenne de l'indice de l'état de santé pour chaque combinaison de maladies.

FIGURE C-2. Valeur moyenne de l'indice de l'état de santé des personnes non atteintes de maladie, Canada (excluant le Québec, le Nunavut et les Territoires du Nord-Ouest), 2001 à 2005

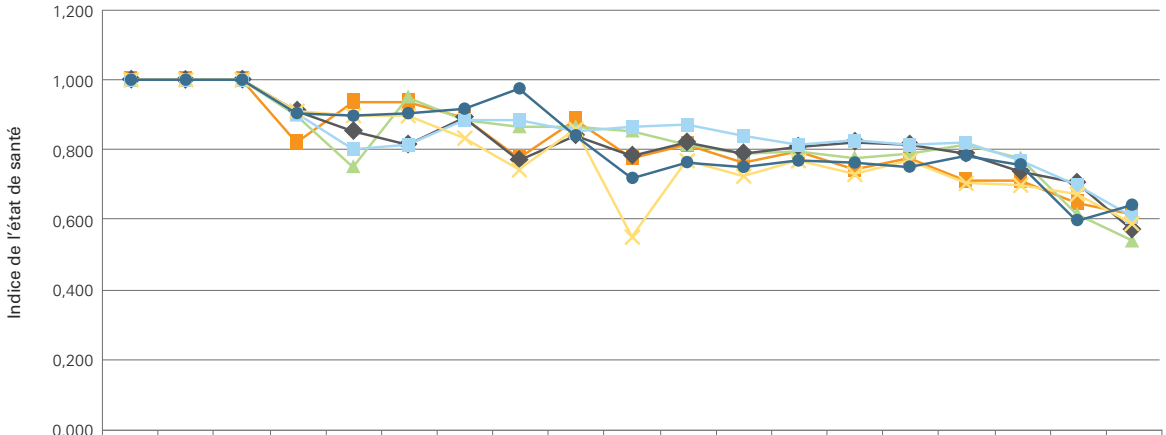


	0	1	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70	75	80	85
F sans DS	0,999	0,999	0,999	0,909	0,895	0,896	0,912	0,893	0,905	0,890	0,866	0,856	0,851	0,846	0,845	0,825	0,760	0,711	0,584
H sans DS	0,999	0,999	0,999	0,904	0,896	0,902	0,917	0,915	0,910	0,897	0,894	0,872	0,869	0,862	0,859	0,843	0,790	0,739	0,639
F sans HYP	0,999	0,999	0,999	0,909	0,896	0,897	0,912	0,895	0,908	0,895	0,870	0,866	0,861	0,846	0,851	0,830	0,768	0,707	0,607
H sans HYP	0,999	0,999	0,999	0,905	0,896	0,904	0,918	0,916	0,913	0,899	0,894	0,874	0,876	0,862	0,866	0,851	0,802	0,741	0,639
F sans DS+HYP	0,999	0,999	0,999	0,909	0,896	0,897	0,912	0,896	0,908	0,896	0,870	0,868	0,863	0,848	0,855	0,837	0,770	0,714	0,601
H sans DS+HYP	0,999	0,999	0,999	0,905	0,896	0,904	0,918	0,917	0,913	0,899	0,896	0,876	0,880	0,869	0,872	0,850	0,802	0,755	0,636

SOURCE : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (Statistique Canada, 2000 à 2005).

DS = diabète sucré; F = femmes; HYP = hypertension artérielle; H = hommes.

FIGURE C-3. Valeur moyenne de l'indice de l'état de santé selon la présence ou l'absence de diabète et d'hypertension artérielle, Canada (excluant le Québec, le Nunavut et les Territoires du Nord-Ouest), 2001 à 2005



	0	1	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70	75	80	85
F avec DS	0,999	0,999	0,999	0,823	0,939	0,937	0,890	0,777	0,886	0,773	0,812	0,760	0,793	0,746	0,778	0,710	0,713	0,650	0,615
H avec DS	0,999	0,999	0,999	0,895	0,752	0,948	0,882	0,865	0,868	0,852	0,812	0,786	0,795	0,778	0,788	0,817	0,777	0,615	0,541
F avec HYP	0,999	0,999	0,999	0,909	0,856	0,812	0,893	0,772	0,839	0,785	0,822	0,790	0,805	0,819	0,816	0,791	0,740	0,703	0,572
H avec HYP	0,999	0,999	0,999	0,905	0,801	0,812	0,882	0,885	0,851	0,866	0,869	0,842	0,817	0,830	0,816	0,818	0,767	0,696	0,610
F avec DS+HYP	0,999	0,999	0,999	0,909	0,896	0,896	0,833	0,745	0,860	0,549	0,769	0,726	0,771	0,728	0,771	0,703	0,698	0,676	0,587
M avec DS+HYP	0,999	0,999	0,999	0,904	0,895	0,902	0,917	0,975	0,838	0,719	0,766	0,751	0,772	0,764	0,750	0,780	0,755	0,593	0,641

Âge

SOURCE : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (Statistique Canada, 2000 à 2005).

DS = diabète sucré; F = femmes; HYP = hypertension artérielle; H = hommes.

ESPÉRANCE DE VIE ET ESPÉRANCE DE VIE AJUSTÉE EN FONCTION DE L'ÉTAT DE SANTÉ DES PERSONNES ATTEINTES DE DIABÈTE, SELON LE SEXE

ESPÉRANCE DE VIE

L'espérance de vie des femmes atteintes ou non de diabète est plus élevée que l'espérance de vie des hommes se trouvant dans la même situation. Ces différences sont statistiquement significatives pour tous les âges.

ESPÉRANCE DE VIE AJUSTÉE EN FONCTION DE L'ÉTAT DE SANTÉ

L'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des femmes atteintes ou non de diabète est plus élevée que l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des hommes se trouvant dans la même situation. À tout âge, ces différences sont statistiquement significatives ($p < 0,0001$) pour les femmes et les hommes non atteints de diabète. Par ailleurs, les différences s'avèrent statistiquement significatives ($p < 0,05$) pour les femmes et les hommes atteints de diabète qui sont âgés d'au moins 35 ans.

ESPÉRANCE DE VIE ET ESPÉRANCE DE VIE AJUSTÉE EN FONCTION DE L'ÉTAT DE SANTÉ DES PERSONNES ATTEINTES D'HYPERTENSION ARTÉRIELLE, SELON LE SEXE

L'espérance de vie et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des femmes atteintes ou non d'hypertension artérielle sont plus élevées, respectivement, que l'espérance de vie et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des hommes se trouvant dans la même situation. Ces différences sont statistiquement significatives ($p < 0,05$) pour tous les âges.

ESPÉRANCE DE VIE ET ESPÉRANCE DE VIE AJUSTÉE EN FONCTION DE L'ÉTAT DE SANTÉ DES PERSONNES ATTEINTES DE DIABÈTE ET D'HYPERTENSION ARTÉRIELLE, SELON LE SEXE

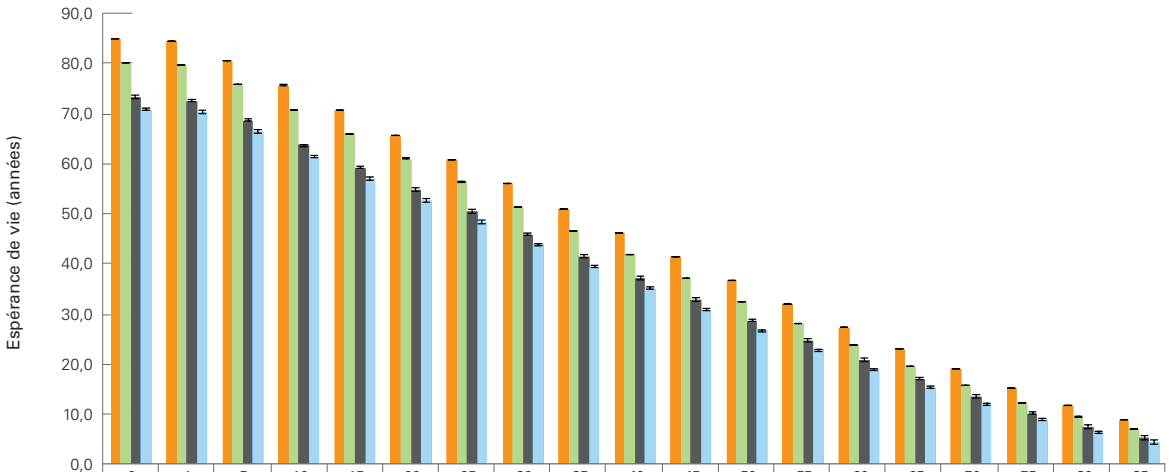
ESPÉRANCE DE VIE

L'espérance de vie des femmes atteintes de diabète et d'hypertension artérielle est supérieure à celle des hommes atteints des mêmes maladies. Ces différences sont statistiquement significatives pour tous les âges.

ESPÉRANCE DE VIE AJUSTÉE EN FONCTION DE L'ÉTAT DE SANTÉ

L'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des femmes atteintes de diabète et d'hypertension artérielle est supérieure à celle des hommes atteints des mêmes maladies. Ces différences sont statistiquement significatives ($p < 0,001$) pour les personnes âgées de 45 à 84 ans.

FIGURE C-4. Espérance de vie (EV) et espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS) pour les femmes et les hommes non atteints de diabète, Canada (excluant le Québec, le Nunavut et les Territoires du Nord-Ouest), 2004 à 2006

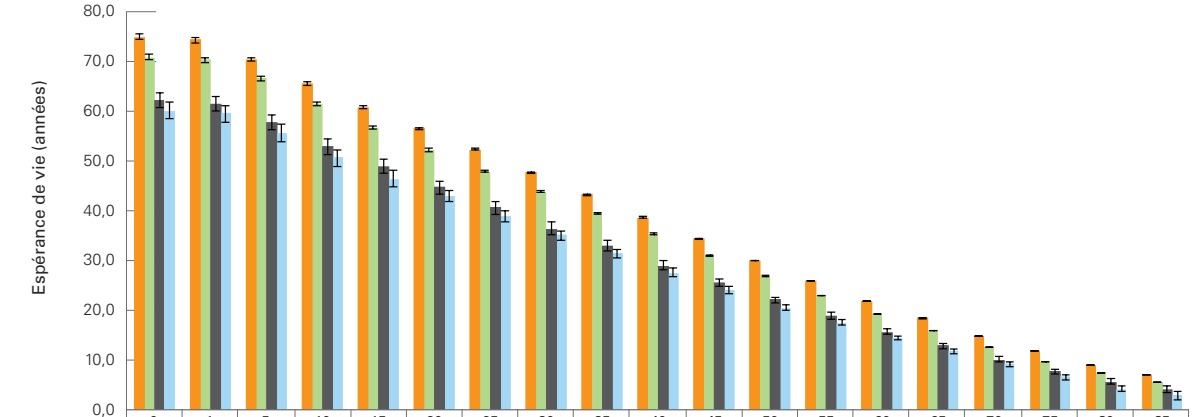


	0	1	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70	75	80	85
EV, femmes	85,0	84,5	80,5	75,6	70,6	65,7	60,8	55,9	51,0	46,1	41,3	36,6	32,0	27,4	23,1	19,0	15,2	11,7	8,9
EV, hommes	80,2	79,7	75,8	70,8	65,9	61,0	56,3	51,4	46,6	41,9	37,1	32,5	28,0	23,7	19,6	15,8	12,3	9,4	6,9
EVAS, femmes	73,3	72,6	68,7	63,7	59,2	54,8	50,4	45,9	41,5	37,1	32,8	28,7	24,7	20,8	17,1	13,5	10,2	7,4	5,2
EVAS, hommes	70,9	70,3	66,4	61,4	57,0	52,6	48,3	43,9	39,5	35,1	30,9	26,7	22,8	19,0	15,4	12,0	8,9	6,4	4,4

Âge

SOURCES : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (Statistique Canada, 2000 à 2005) et Système canadien de surveillance des maladies chroniques (Agence de la santé publique du Canada, 2004 à 2006).

FIGURE C-5. Espérance de vie (EV) et espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS) pour les femmes et les hommes atteints de diabète, Canada (excluant le Québec, le Nunavut et les Territoires du Nord-Ouest), 2004 à 2006



	0	1	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70	75	80	85
EV, femmes	74,9	74,3	70,5	65,5	60,9	56,5	52,3	47,7	43,2	38,7	34,4	30,1	26,0	22,0	18,4	14,9	11,8	9,1	7,0
EV, hommes	70,9	70,3	66,5	61,5	56,8	52,2	47,9	43,8	39,5	35,3	31,0	26,9	23,0	19,3	15,9	12,7	9,8	7,5	5,6
EVAS, femmes	62,2	61,6	57,7	52,8	48,9	44,7	40,6	36,5	33,0	29,0	25,6	22,1	18,9	15,7	12,9	10,1	7,8	5,8	4,3
EVAS, hommes	60,1	59,5	55,6	50,6	46,4	43,0	38,8	35,1	31,4	27,6	24,0	20,6	17,5	14,5	11,8	9,2	6,6	4,3	3,0

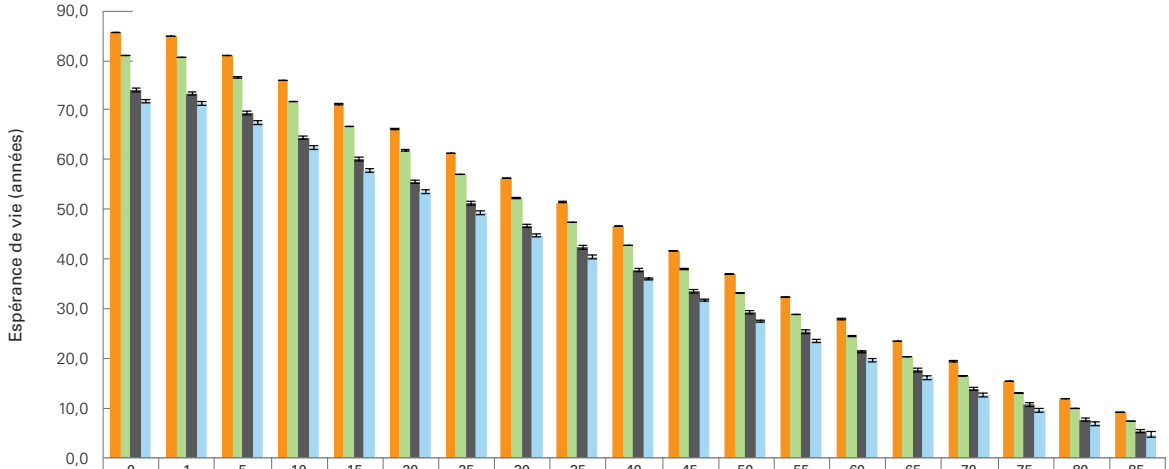
Âge

SOURCES : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (Statistique Canada, 2000 à 2005) et Système canadien de surveillance des maladies chroniques (Agence de la santé publique du Canada, 2004 à 2006).

COMPARAISON DE L'ESPÉRANCE DE VIE ET DE L'ESPÉRANCE DE VIE AJUSTÉE EN FONCTION DE L'ÉTAT DE SANTÉ ENTRE LES PERSONNES ATTEINTES OU NON D'HYPERTENSION ARTÉRIELLE ET LES PERSONNES ATTEINTES OU NON DE DIABÈTE ET D'HYPERTENSION ARTÉRIELLE

Un examen des différentes combinaisons de diabète et d'hypertension révèle que les estimations les plus élevées de l'espérance de vie et de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé s'observent chez les personnes non atteintes de diabète ni d'hypertension artérielle (voir la figure C-6) et que les estimations les moins élevées s'observent chez les personnes atteintes de ces deux maladies à la fois (voir la figure C-9).

FIGURE C-6. Espérance de vie (EV) et espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS) pour les femmes et les hommes non atteints de diabète ni d'hypertension artérielle, Canada (excluant le Québec, le Nunavut et les Territoires du Nord-Ouest), 2004 à 2006

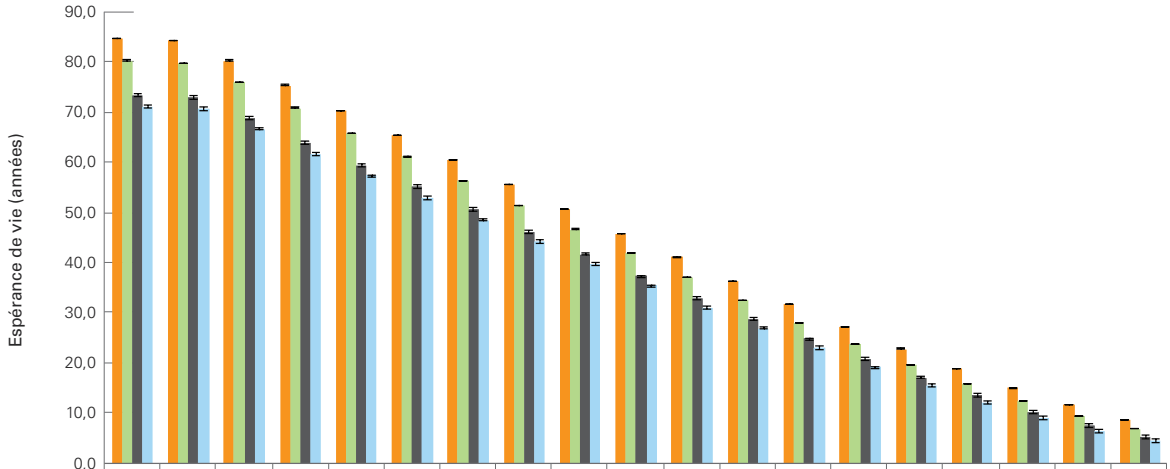


	0	1	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70	75	80	85
EV, femmes	85,5	84,9	81,0	76,0	71,1	66,1	61,2	56,3	51,4	46,5	41,7	37,0	32,3	27,8	23,4	19,3	15,4	11,9	9,0
EV, hommes	81,0	80,5	76,5	71,6	66,6	61,8	57,0	52,2	47,4	42,6	37,9	33,2	28,7	24,4	20,2	16,4	12,9	9,8	7,3
EVAS, femmes	74,0	73,4	69,4	64,5	60,0	55,6	51,1	46,7	42,3	37,8	33,5	29,3	25,3	21,3	17,6	13,9	10,5	7,7	5,4
EVAS, hommes	71,8	71,2	67,3	62,3	57,8	53,5	49,2	44,8	40,3	36,0	31,7	27,5	23,5	19,6	16,0	12,5	9,4	6,8	4,6

Âge

SOURCES : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (Statistique Canada, 2000 à 2005) et Système canadien de surveillance des maladies chroniques (Agence de la santé publique du Canada, 2004 à 2006).

FIGURE C-7. Espérance de vie (EV) et espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS) pour les femmes et les hommes non atteints d'hypertension artérielle, Canada (excluant le Québec, le Nunavut et les Territoires du Nord-Ouest), 2004 à 2006

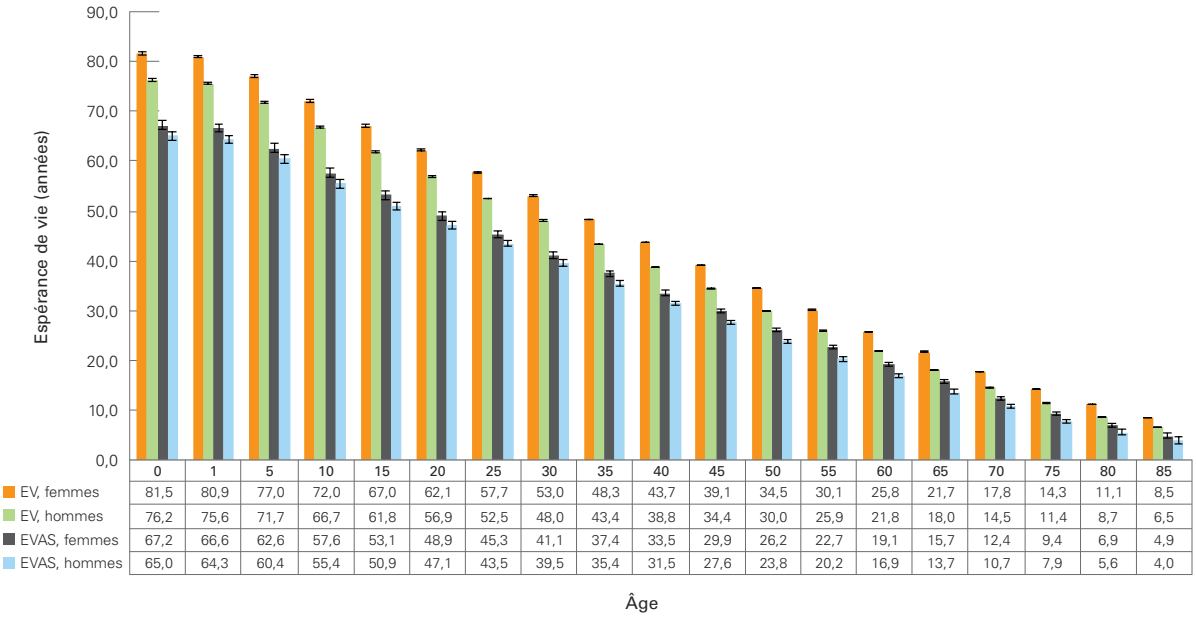


	0	1	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70	75	80	85
EV, femmes	84,7	84,2	80,2	75,3	70,3	65,4	60,5	55,6	50,7	45,8	41,0	36,3	31,6	27,1	22,8	18,7	14,9	11,5	8,6
EV, hommes	80,2	79,7	75,8	70,8	65,8	61,0	56,2	51,4	46,6	41,9	37,1	32,5	28,0	23,7	19,6	15,8	12,4	9,4	6,9
EVAS, femmes	73,4	72,8	68,8	63,9	59,4	55,0	50,5	46,1	41,7	37,2	32,9	28,8	24,7	20,8	17,1	13,5	10,2	7,4	5,2
EVAS, hommes	71,1	70,5	66,6	61,6	57,2	52,8	48,5	44,1	39,7	35,3	31,0	26,9	22,9	19,1	15,5	12,1	9,0	6,4	4,4

Âge

SOURCES : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (Statistique Canada, 2000 à 2005) et Système canadien de surveillance des maladies chroniques (Agence de la santé publique du Canada, 2004 à 2006).

FIGURE C-8. Espérance de vie (EV) et espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS) pour les femmes et les hommes atteints d'hypertension artérielle, Canada (excluant le Québec, le Nunavut et les Territoires du Nord-Ouest), 2004 à 2006

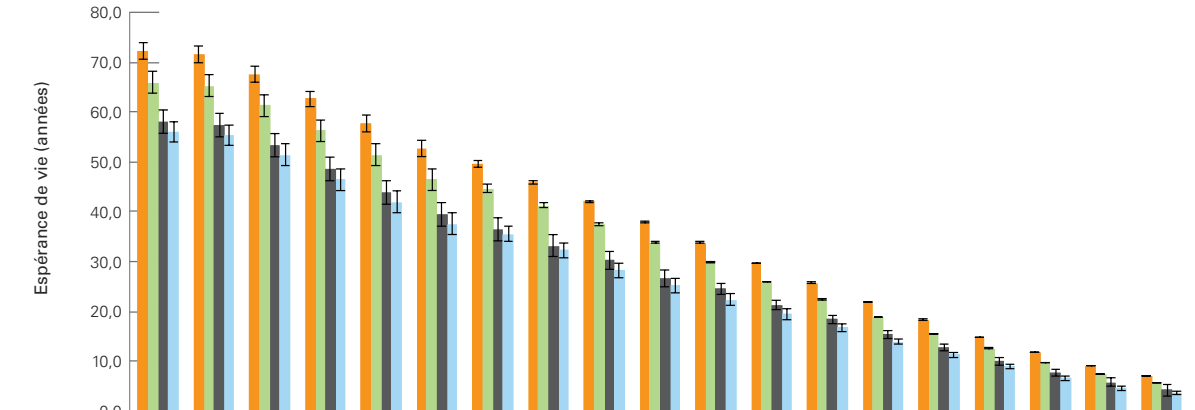


	0	1	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70	75	80	85
EV, femmes	81,5	80,9	77,0	72,0	67,0	62,1	57,7	53,0	48,3	43,7	39,1	34,5	30,1	25,8	21,7	17,8	14,3	11,1	8,5
EV, hommes	76,2	75,6	71,7	66,7	61,8	56,9	52,5	48,0	43,4	38,8	34,4	30,0	25,9	21,8	18,0	14,5	11,4	8,7	6,5
EVAS, femmes	67,2	66,6	62,6	57,6	53,1	48,9	45,3	41,1	37,4	33,5	29,9	26,2	22,7	19,1	15,7	12,4	9,4	6,9	4,9
EVAS, hommes	65,0	64,3	60,4	55,4	50,9	47,1	43,5	39,5	35,4	31,5	27,6	23,8	20,2	16,9	13,7	10,7	7,9	5,6	4,0

Âge

SOURCES : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (Statistique Canada, 2000 à 2005) et Système canadien de surveillance des maladies chroniques (Agence de la santé publique du Canada, 2004 à 2006).

FIGURE C-9. Espérance de vie (EV) et espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS) pour les femmes et les hommes atteints de diabète et d'hypertension artérielle, Canada (excluant le Québec, le Nunavut et les Territoires du Nord-Ouest), 2004 à 2006



	0	1	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70	75	80	85
EV, femmes	72,2	71,5	67,6	62,6	57,6	52,7	49,6	45,9	42,0	37,9	33,8	29,7	25,7	21,9	18,3	14,9	11,9	9,2	7,1
EV, hommes	65,9	65,2	61,3	56,3	51,4	46,5	44,6	41,3	37,5	33,8	29,9	26,0	22,4	18,9	15,6	12,6	9,8	7,5	5,7
EVAS, femmes	58,1	57,4	53,4	48,5	43,9	39,5	36,4	33,2	30,3	26,6	24,5	21,3	18,4	15,4	12,7	10,0	7,8	5,8	4,2
EVAS, hommes	56,0	55,3	51,4	46,4	41,9	37,6	35,5	32,3	28,3	25,2	22,4	19,4	16,7	13,9	11,3	9,0	6,6	4,6	3,7

Âge

SOURCES : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (Statistique Canada, 2000 à 2005) et Système canadien de surveillance des maladies chroniques (Agence de la santé publique du Canda, 2004 à 2006).

ÉCARTS ENTRE L'ESPÉRANCE DE VIE ET L'ESPÉRANCE DE VIE AJUSTÉE EN FONCTION DE L'ÉTAT DE SANTÉ, SELON LE SEXE

Les valeurs autodéclarées de l'indice de l'état de santé des personnes atteintes de maladie sont plus élevées pour les hommes que pour les femmes, un résultat qui concorde avec les constatations faites dans d'autres études [1]. En conséquence, les écarts observés entre l'espérance de vie et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des femmes, selon la présence ou l'absence de maladie, s'avèrent supérieurs aux écarts correspondants observés entre l'espérance de vie et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des hommes (voir le tableau C-2). Les écarts d'espérance de vie et d'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé entre les hommes et les femmes de chaque combinaison de maladies sont semblables (voir le tableau C-1).

TABLEAU C-1. Écarts entre l'espérance de vie (EV) et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS) à la naissance établies pour les femmes (F) et les hommes (H), Canada (excluant le Québec, le Nunavut et les Territoires du Nord-Ouest), 2004 à 2006

ÉCARTS	ABSENCE DE DS ET D'HYP	ABSENCE DE DS	ABSENCE D'HYP	ENSEMBLE DE LA POPULATION	PRÉSENCE D'HYP	PRÉSENCE DE DS	PRÉSENCE DE DS ET D'HYP
Entre l'EV (F) et l'EV (H)	4,5	4,8	4,5	4,7	5,3	4,0	6,3
Entre l'EVAS (F) et l'EVAS (H)	2,6	2,4	2,3	2,5	2,2	2,1	2,1

SOURCES : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (Statistique Canada, fichier combiné pour la période de 2000 à 2005) et Système canadien de surveillance des maladies chroniques (Agence de la santé publique du Canada, 2004 à 2006).

DIMINUTION DE L'ESPÉRANCE DE VIE AJUSTÉE EN FONCTION DE L'ÉTAT DE SANTÉ

Mesurée en années, la diminution de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des personnes atteintes de diabète et/ou d'hypertension artérielle (voir les tableaux C-2 et C-3) correspond à l'écart entre l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des personnes non atteintes de diabète et/ou d'hypertension artérielle et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des personnes atteintes de diabète et/ou d'hypertension artérielle. Des intervalles de confiance à 95 % ont été établis pour l'espérance de vie et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé, suivant l'hypothèse voulant que les valeurs moyennes présentent une distribution normale. La signification statistique de la diminution de l'espérance de vie (mesurée en années) et de l'écart absolu relatif à l'espérance de vie a fait l'objet d'une validation au moyen du test z.

PROPORTION ANTICIPÉE D'ANNÉES DE VIE EN MAUVAISE SANTÉ, SELON LA PRÉSENCE OU L'ABSENCE DE MALADIE

La proportion d'années de vie en mauvaise santé que devrait connaître une personne correspond au ratio entre l'écart entre l'espérance de vie et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé, d'une part, et l'espérance de vie, d'autre part. Le tableau C-2 révèle que le passage de l'état où la personne n'est atteinte ni de diabète, ni d'hypertension artérielle à l'état où la personne souffre d'hypertension artérielle se traduit par une augmentation de la proportion d'années de vie en mauvaise santé, qui passe de 13 % à 18 % pour les femmes et de 11 % à 15 % pour les hommes. La juxtaposition des résultats apparaissant aux tableaux C-2 et C-3 révèle que le passage de l'état où la personne n'est atteinte ni de diabète, ni d'hypertension artérielle à l'état où la personne souffre de diabète se traduit par une augmentation de la proportion d'années de vie en mauvaise santé, qui passe de 13 % à 17 % pour les femmes et de 11 % à 15 % pour les hommes.

Les femmes atteintes à la fois de diabète et d'hypertension artérielle présentent la plus forte proportion d'années de vie en mauvaise santé, soit 20 %.

TABLEAU C-2. Mesures de l'espérance de vie (EV), de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS), de la diminution de l'EVAS et de l'écart entre l'EV et l'EVAS, en termes absolus [EV - EVAS] ou relatifs [(EV - EVAS) ÷ EV], pour les femmes et les hommes, en l'absence de diabète (DS) et d'hypertension artérielle (HYP) ainsi qu'en l'absence ou en présence d'hypertension artérielle, Canada (excluant le Québec, le Nunavut et les Territoires du Nord-Ouest), 2004 à 2006

MESURE	FEMMES (INTERVALLE DE CONFIANCE À 95 %)[1]				HOMMES (INTERVALLE DE CONFIANCE À 95 %)[1]			
	ABSENCE DE DS ET D'HYP	ABSENCE D'HYP	PRÉSENCE D'HYP	DIMINUTION DE L'EVAS	ABSENCE DE DS ET D'HYP	ABSENCE D'HYP	PRÉSENCE D'HYP	DIMINUTION DE L'EVAS
EV à la naissance (années)	**85,5** (85,4–85,6)	**84,7** (84,7–84,8)	**81,5** (81,3–81,8)		**81,0** (80,9–81,1)	**80,2** (80,2–80,3)	**76,2** (75,9–76,4)	
EVAS à la naissance (années)	**74,0** (73,6–74,4)	**73,4** (73,1–73,8)	**67,2** (66,4–68,1)	**6,2*** (5,3–7,1)	**71,8** (71,4–72,2)	**71,1** (70,8–71,4)	**65,0** (64,1–65,8)	**6,1*** (5,2–7,0)
Écart absolu entre l'EV et l'EVAS (années)	**11,5*** (11,1–11,9)	**11,3*** (10,9–11,7)	**14,3*** (13,4–15,2)		**9,2*** (8,8–9,6)	**9,1*** (8,8–9,4)	**11,2*** (10,3–12,1)	
Écart relatif entre l'EV et l'EVAS	**0,13**	**0,13**	**0,18**		**0,11**	**0,11**	**0,15**	

SOURCES : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (Statistique Canada, fichier combiné pour la période de 2000 à 2005) et Système canadien de surveillance des maladies chroniques (Agence de la santé publique du Canada, 2004 à 2006).

1 L'intervalle de confiance à 95 % donne une estimation de la plage de valeurs dans laquelle le taux de prévalence réel devrait se situer, 19 fois sur 20.

***** Statistiquement significatif ($p < 0,0001$).

TABLEAU C-3. Mesures de l'espérance de vie (EV), de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS), de la diminution de l'EVAS et de l'écart entre l'EV et l'EVAS, en termes absolus [EV - EVAS] ou relatifs [(EV - EVAS) ÷ EV], pour les femmes et les hommes, en l'absence ou en présence de diabète (DS) ainsi qu'en présence de DS et d'hypertension artérielle (HYP), Canada (excluant le Québec, le Nunavut et les Territoires du Nord-Ouest), 2004 à 2006

MESURE	FEMMES (INTERVALLE DE CONFIANCE À 95 %)				HOMMES (INTERVALLE DE CONFIANCE À 95 %)			
	PRÉSENCE DE DS	PRÉSENCE DE DS ET D'HYP	DIMINUTION DE L'EVAS	ABSENCE DE DS	PRÉSENCE DE DS	PRÉSENCE DE DS ET D'HYP	DIMINUTION DE L'EVAS	LOSS IN HALE
EV à la naissance (années)	**85,0** (85,0–85,1)	**74,9** (74,3–75,6)	**72,2** (70,5–73,8)		**80,2** (80,2–80,3)	**70,9** (70,4–71,4)	**65,9** (63,6–68,1)	
EVAS à la naissance (années)	**73,3** (72,9–73,6)	**62,2** (60,7–63,8)	**58,1** (55,7–60,5)	**11,1*** (9,5–12,7)	**70,9** (70,6–71,2)	**60,1** (58,4–61,8)	**56,0** (53,9–58,2)	**10,8*** (9,1–12,5)
Écart absolu entre l'EV et l'EVAS (années)	**11,7*** (11,4–12,0)	**12,7*** (11,0–14,4)	**14,1*** (11,2–17,0)		**9,3** (9,0– 9,6)	**10,8*** (9,0–12,6)	**9,9*** (6,8–13,0)	
Écart relatif entre l'EV et l'EVAS	**0,14**	**0,17**	**0,20**		**0,12**	**0,15**	**0,15**	

SOURCES : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (Statistique Canada, fichier combiné pour la période de 2000 à 2005) et Système canadien de surveillance des maladies chroniques (Agence de la santé publique du Canada, 2004 à 2006).

***** Statistiquement significatif ($p < 0,0001$).

TABLEAU C-4. Espérance de vie (EV), espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS) ainsi que diminution de l'EV et de l'EVAS (avec intervalles de confiance à 95 %) à différents âges[1], selon le sexe et la présence ou l'absence des maladies, Canada (excluant le Québec, le Nunavut et les Territoires du Nord-Ouest), 2004 à 2006

MESURE DE L'ESPÉRANCE DE SANTÉ	POPULATION CANADIENNE (I)	ABSENCE DE DS ET D'HYP (II)	ABSENCE DE DS (III)	ABSENCE D'HYP (IV)	PRÉSENCE DE DS (V)	PRÉSENCE D'HYP (VI)	PRÉSENCE DE DS ET D'HYP (VII)	DIMINUTION DE L'ESPÉRANCE DE SANTÉ EN PRÉSENCE ...		
								DE DS (III–V)	D'HYP (IV–VI)	DE DS ET D'HYP (II–VII)
Femmes	**À la naissance**									
EV	83,6(83,6-83,7)	85,5(85,4-85,6)	85,0(85,0-85,1)	84,7(84,7-84,8)	74,9(74,3-75,6)	81,5(81,3-81,8)	72,2(70,5-73,8)	10,1*	3,2*	13,3*
EVAS	72,1(71,8-72,3)	74,0(73,7-74,3)	73,3(73,0-73,5)	73,4(73,1-73,7)	62,2(60,7-63,8)	67,2(66,4-68,1)	58,1(55,5-60,7)	11,1*	6,2*	15,9*
Hommes										
EV	78,9(78,8-78,9)	81,0(80,9-81,1)	80,2(80,2-80,3)	80,2(80,2-80,3)	70,9(70,4-71,4)	76,2(76,0-76,4)	65,9(63,6-68,1)	9,3*	4,0*	15,1*
EVAS	69,6(69,4-69,9)	71,8(71,5-72,1)	70,9(70,7-71,2)	71,1(70,9-71,4)	60,1(58,4-61,9)	65,0(64,1-65,8)	56,0(53,4-58,6)	10,8*	6,1*	15,8*
Femmes	**À 20 ans**									
EV	64,3(64,2-64,3)	66,1(66,1-66,2)	65,7(65,7-65,7)	65,4(65,3-65,4)	56,5(56,2-56,8)	62,1(61,9-62,4)	52,7(51,1-54,4)	9,2*	3,3*	13,4*
EVAS	53,6(53,3-53,9)	55,6(55,1-55,9)	54,8(54,5-55,1)	55,0(54,6-55,3)	44,7(43,4-46,1)	48,9(48,1-49,7)	39,5(37,1-41,9)	10,1*	6,1*	16,1*
Hommes										
EV	59,6(59,6-59,7)	61,8(61,7-61,8)	61,0(61,0-61,1)	61,0(61,0-61,0)	52,2(51,9-52,5)	56,9(56,7-57,2)	46,5(44,3-48,7)	8,8*	4,1*	15,3*
EVAS	51,3(51,1-51,6)	53,5(53,1-53,9)	52,6(52,3-52,9)	52,8(52,5-53,1)	43,0(41,9-44,1)	47,1(46,3-47,8)	37,6(35,4-39,7)	9,6*	5,7*	15,9*
Femmes	**À 55 ans**									
EV	30,6(30,6-30,6)	32,3(32,3-32,4)	32,0(31,9-32,0)	31,6(31,6-31,7)	26,0(25,9-26,1)	30,1(30,1-30,2)	25,7(25,6-25,8)	6,0*	1,5*	6,6*
EVAS	23,6(23,4-23,9)	25,3(24,9-25,6)	24,7(24,4-25,0)	24,7(24,4-25,1)	18,9(18,3-19,6)	22,7(22,3-23,0)	18,4(17,6-19,3)	5,8*	2,0*	6,9*
Hommes										
EV	26,8(26,7-26,8)	28,7(28,7-28,8)	28,0(28,0-28,1)	28,0(28,0-28,1)	23,0(23,0-23,1)	25,9(25,8-25,9)	22,4(22,3-22,5)	5,0*	2,1*	6,3*
EVAS	21,6(21,4-21,8)	23,5(23,2-23,9)	22,8(22,5-23,1)	22,9(22,6-23,2)	17,5(17,0-18,1)	20,2(19,8-20,6)	16,7(15,9-17,4)	5,3*	2,7*	6,8*

SOURCES : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (Statistique Canada, 2000 à 2005) et Système canadien de surveillance des maladies chroniques (Agence de la santé publique du Canada, 2004 à 2006).

DS = diabète sucré; HYP = hypertension artérielle.

1 Les motifs suivants justifient le choix des âges : **À la naissance** – comparabilité avec d'autres études portant sur l'EVAS; **À 20 ans** – prépondérance du diabète de type 2 et choix de l'hypertension artérielle à l'âge adulte comme objet d'étude; **À 55 ans** – en 2006, l'âge moyen des nouveaux cas de diabète et d'hypertension artérielle recensés par le système de surveillance était de 55 ans.

***** Statistiquement significatif ($p < 0,0001$).

TABLEAU C-5. Écarts entre les estimations de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS) à la naissance pour les personnes n'étant pas atteintes de diabète (DS) ni hypertension artérielle (HYP) et les personnes atteintes de DS et d'HYP, selon le sexe et la combinaison des maladies, Canada (excluant le Québec, le Nunavut et les Territoires du Nord-Ouest), 2004 à 2006

	FEMMES (INTERVALLE DE CONFIANCE À 95 %)	HOMMES (INTERVALLE DE CONFIANCE À 95 %)
Écart entre l'EVAS en l'absence de DS et d'HYP et l'EVAS en présence d'HYP	**6,8*** (5,9–7,7)	**6,8*** (5,9–7,7)
Écart entre l'EVAS en l'absence de DS et d'HYP et l'EVAS en présence de DS	**11,8*** (10,2–13,4)	**11,7*** (9,9–13,5)
Écart entre l'EVAS en présence d'HYP et l'EVAS en présence de DS et d'HYP	**9,1*** (6,7–11,6)	**9,0*** (6,7–11,3)
Écart entre l'EVAS en présence de DS et l'EVAS en présence de DS et d'HYP	**4,1*** (1,3–6,9)	**4,1*** (1,3–6,9)

SOURCES : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (Statistique Canada, fichier combiné pour la période de 2000 à 2005) et Système canadien de surveillance des maladies chroniques (Agence de la santé publique du Canada, 2004 à 2006).

* Statistiquement significatif ($p < 0,0001$)

Références – Annexe C

1. Manuel, D.G., et S.E. Schultz. « Health-Related Quality of Life and Health-Adjusted Life Expectancy of People with Diabetes in Ontario, Canada, 1996-1997 », *Diabetes Care*, vol. 27, n° 2 (2004), p. 407-414.

ANNEXE D

Recommandations visant à améliorer la méthode standardisée qu'emploie l'Agence de la santé publique du Canada pour calculer l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé, selon la présence ou l'absence des maladies chroniques

Doug Manuel, M.D., M.Sc., FRCPC
Scientifique à l'Institut de recherche de l'Hôpital d'Ottawa
Titulaire d'une chaire en santé publique appliquée des Instituts de recherche en santé du Canada et de l'Agence de la santé publique du Canada
Médecin-conseil principal à Statistique Canada
Professeur agrégé au Département de médecine familiale et au Département d'épidémiologie et de médecine sociale de la Faculté de médecine de l'Université d'Ottawa
Codirecteur du Réseau de recherche sur l'amélioration de la santé des populations
Consultant externe auprès du comité directeur sur l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de l'Agence de la santé publique du Canada

Recommandation n° 1 :
Calculer l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé à partir de données individuelles anonymes qui permettent le jumelage entre la qualité de vie liée à la santé, la survenue des maladies (incidence et prévalence) et la mortalité

Les mesures agrégées de la santé de la population qui portent sur les maladies ou les affections combinent trois types de renseignements : des données sur la survenue des maladies ou des affections (incidence et/ou prévalence des maladies), des données sur la mortalité et des données sur la qualité de vie liée à la santé. Au Canada, les sources les plus robustes pour se procurer ce genre de renseignements sont :

- *données sur l'incidence et la prévalence des maladies ou des* affections – les bases de données et les registres portant sur les maladies, incluant le Système canadien de surveillance des maladies chroniques, ainsi que les registres spécialisés visant certaines maladies (comme le Registre canadien du cancer);
- *données sur la mortalité* – les certificats de décès dont les éléments sont résumés dans la Base canadienne de données sur la mortalité;
- *données sur la qualité de vie liée à la santé* – les enquêtes sur la santé de la population, y compris l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes et l'Enquête nationale sur la santé de la population.

Le Canada est un chef de file mondial de la mise au point de systèmes qui assurent un jumelage direct et anonyme des données. De plus, c'est au Canada qu'a vu le jour la toute première application informatique de jumelage des données : le Système itératif général de chaînage d'articles. De plus, on demande l'autorisation aux répondants de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes et de l'Enquête nationale sur la santé de la population de jumeler leurs réponses avec d'autres données sur la santé, y compris l'information nécessaire à l'estimation des mesures agrégées de la santé de la population. Toutefois, dans ce rapport , l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des personnes atteintes ou non de diabète et/ou d'hypertension artérielle a été calculée sur la base de données sous-optimales et non jumelées provenant de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, pour les données sur la prévalence des maladies et la qualité de vie liée à la santé, ainsi que le Système canadien de surveillance des maladies chroniques, pour les

données sur la mortalité. Cette stratégie soulève deux préoccupations majeures. D'une part, telle que mesurée dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, la survenue des maladies est autodéclarée par les participants, si bien que les données recueillies risquent de sous-estimer la réalité par rapport aux données provenant de sources comme le Système canadien de surveillance des maladies chroniques ou le Registre canadien du cancer. D'autre part, selon toute vraisemblance, la méthode qui consiste à combiner indirectement les données sur les maladies introduit une erreur de mesure, car les bases de données relatives aux diverses maladies emploient différentes échelles pour enregistrer la gravité des maladies.

Plusieurs solutions s'offrent pour assurer le recours à des données jumelées, à l'appui de futurs efforts visant à calculer l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé :

- *Solution nº 1 :* Exiger des autorités provinciales et territoriales qu'elles procèdent au jumelage des données du Système canadien de surveillance des maladies chroniques et des données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (cycles 1, 2 et 3) et qu'elles transmettent à l'Agence de la santé publique du Canada et/ou à Statistique Canada l'information relative à la nouvelle variable sur le statut des maladies et l'information relative au numéro d'identification de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (voir les figures D-1 à D-3).
- *Solution nº 2 :* Exiger des autorités provinciales et territoriales qu'elles fournissent à l'Initiative sur les données longitudinales administratives et sur la santé des renseignements sur les personnes atteintes d'une maladie ayant fait l'objet d'un diagnostic dans le Système canadien de surveillance des maladies chroniques ou dans d'autres registres des maladies. De là, au sein de l'Initiative sur les données longitudinales administratives et sur la santé, les bases de données sur les maladies pourraient être jumelées avec l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes.

Recommandation nº 2 :
Mettre au point des méthodes pour assurer une surveillance canadienne des mesures agrégées de la santé de la population

Le présent document, produit par l'Agence de la santé publique du Canada, constitue l'un des premiers rapports nationaux à aborder la question de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des personnes atteintes de maladies chroniques. Les méthodes adoptées — dont le bien-fondé est énoncé dans le rapport — offrent notamment les possibilités suivantes :

- Les méthodes se prêtent à des mises à jour régulières, axées sur la cueillette de renseignements décrivant l'amélioration de l'état de santé des Canadiens. Le souci d'atteindre l'objectif visé a justifié le recours à une mesure observée de la qualité de vie liée à la santé (l'indice de l'état de santé déclaré dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes) plutôt que le recours à des facteurs de pondération associés à l'incapacité (comme le font des sources comme les rapports publiés par l'Organisation mondiale de la santé).
- Les méthodes peuvent s'appliquer à des sous-populations atteintes de maladies ou d'affections importantes, à des groupes socio-économiques distincts ainsi qu'à des sous-populations présentant divers comportements liés à la santé. La présente analyse utilise des données qui vont en ce sens. Par exemple, l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes recueille de l'information sur certains indicateurs socio-économiques ainsi que sur la fréquence de certains comportements liés à la santé (comme le tabagisme). Les données jumelées fournissent des renseignements supplémentaires utiles à la déclaration de mesures agrégées de la santé de la population pour des groupes particuliers.

Par ailleurs, il y aurait lieu d'intégrer les mesures agrégées de la santé de la population dans le cadre plus large qu'offre le programme de surveillance administré par l'Agence de la santé publique du Canada. Idéalement, les méthodes et les données connexes servant au calcul de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé ou au calcul d'autres mesures agrégées de la santé de la population pourraient également servir à estimer :

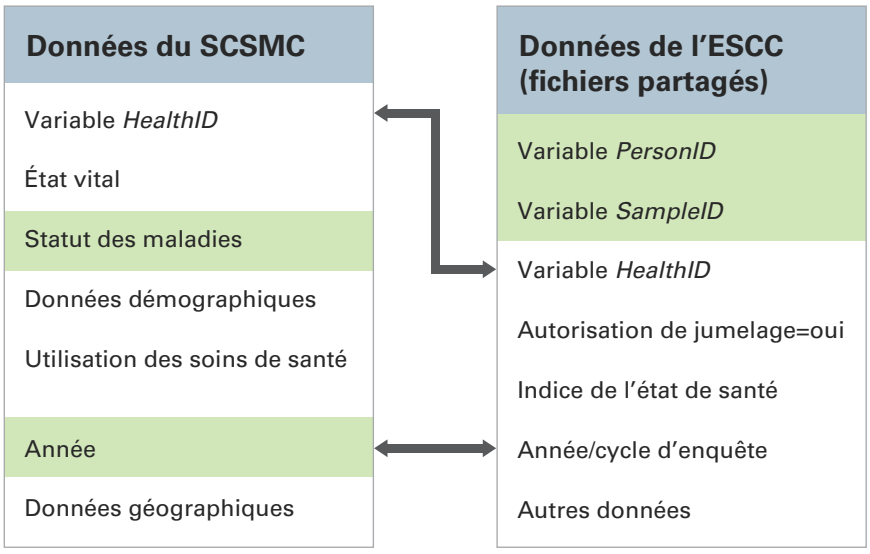
- le fardeau imposé par un large éventail de maladies, y compris les troubles mentaux, les maladies infectieuses et les maladies aiguës;

- les mesures agrégées relatives à d'importantes sous-populations, y compris les populations des provinces et des régions sanitaires, les hommes et les femmes, les groupes socio-économiques, les groupes d'immigrants et les Autochtones;
- le fardeau futur ou anticipé lié aux maladies;
- l'influence que pourraient exercer certains facteurs de risque ou certaines stratégies de prévention sur le fardeau présent ou futur imposé par les maladies.
  - Les facteurs de risque englobent les facteurs d'ordre comportemental (tabagisme, obésité, mauvaise alimentation, inactivité physique, pratiques sexuelles à risque, utilisation de drogues injectables, toxicomanie et consommation excessive d'alcool) ainsi que les conditions sociales et les milieux physiques malsains (quartiers peu sûrs, environnements qui offrent un soutien déficient et présentent une piètre cohésion sociale et/ou milieux où il est difficile d'être actif ou de s'alimenter sainement).
  - Les stratégies de prévention englobent un ensemble de stratégies axées sur l'atténuation des risques, qu'il s'agisse de politiques publiques ou de législation, d'interventions communautaires visant la prévention du tabagisme, de modifications apportées à l'aménagement urbain, d'efforts de dépistage préventif (y compris les tests Pap ou le dépistage du cancer colorectal) ainsi que des traitements préventifs individuels (comme le traitement de l'hypertension artérielle).

Solutions :

1. L'Agence de la santé publique du Canada devrait tenter de recueillir des commentaires au sujet des méthodes et du contenu du présent rapport.
2. À la lumière des commentaires d'ordre stratégique et scientifique, l'Agence devrait peaufiner ses méthodes et ses solutions en vue de la production de futurs rapports.
3. L'Agence devrait songer à développer et soutenir la mise au point de mesures agrégées de la santé de la population, notamment par le biais de stratégies qui capitalisent sur les avantages conférés par les systèmes de données dont dispose le Canada.

FIGURE D-1. Méthode améliorée de jumelage des données à l'échelon provincial et territorial



Légende :
SCSMC : Système canadien de surveillance des maladies chroniques
ESCC : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes

FIGURE D-2. Méthode améliorée de jumelage des données à l'Agence de la santé publique du Canada

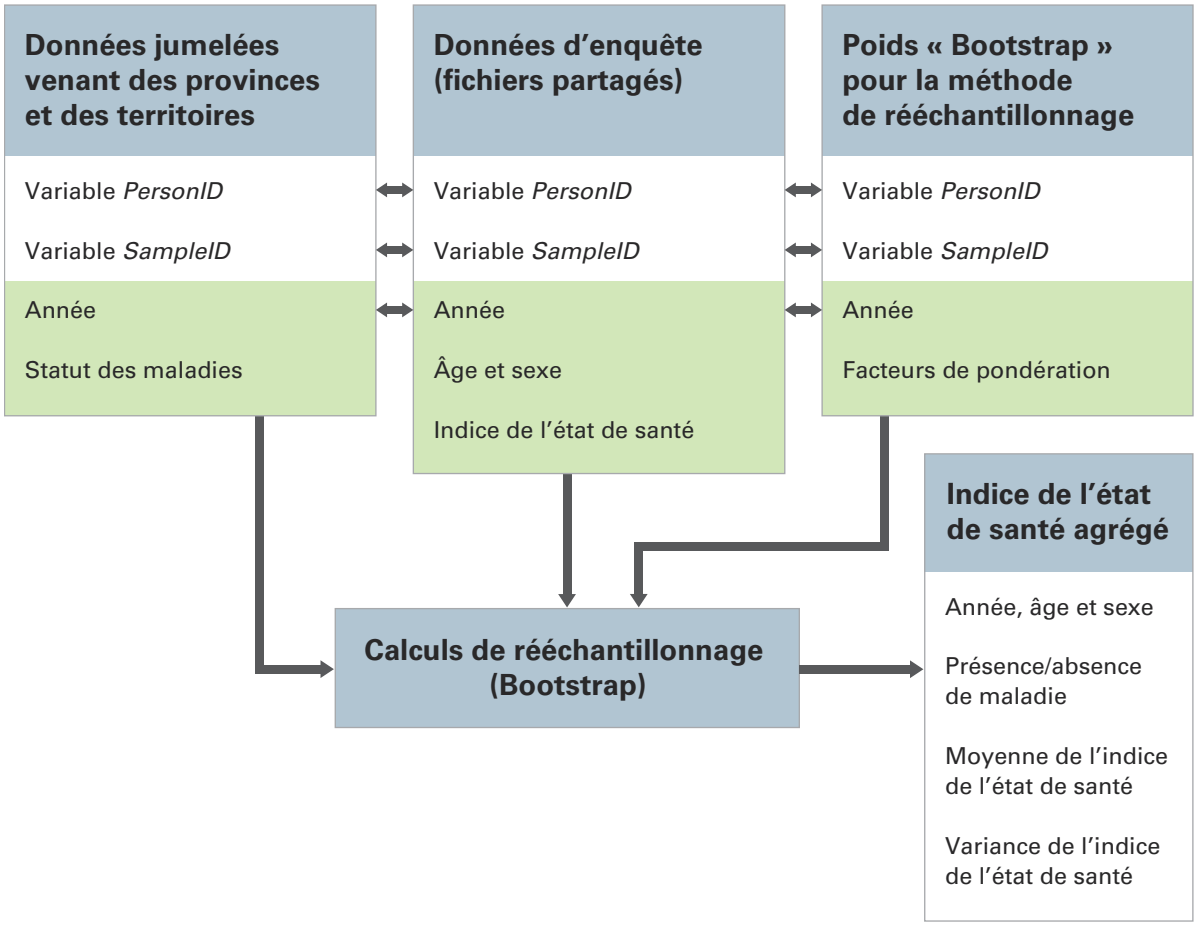
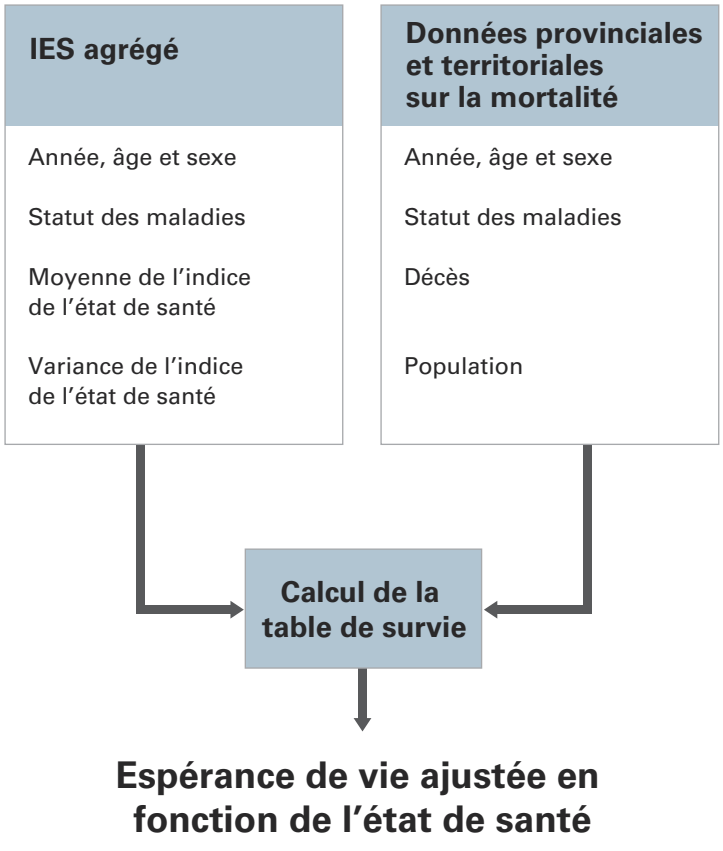


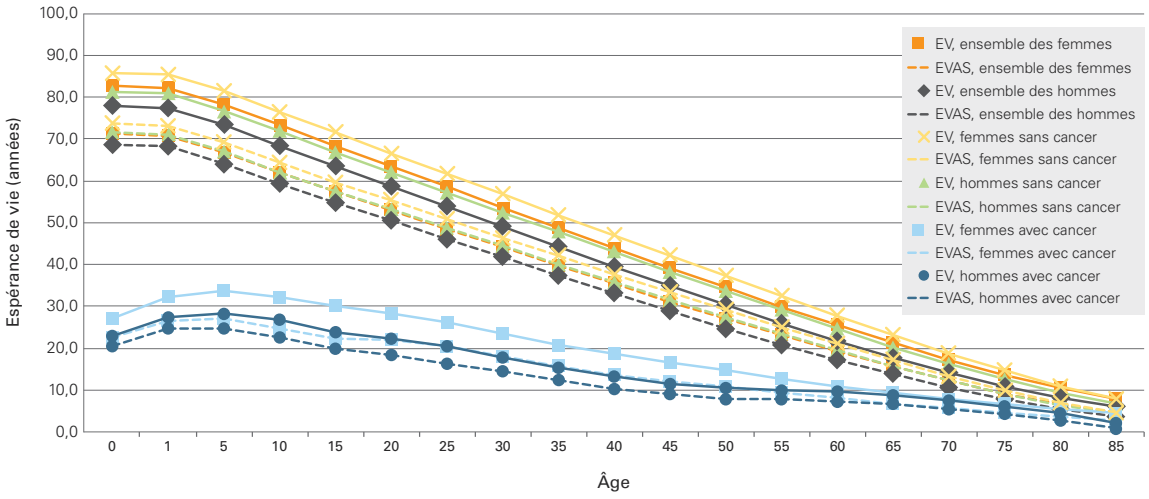
FIGURE D-3. Méthode améliorée aux fins du calcul de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé par l'Agence de la santé publique du Canada



ANNEXE E

Supplément aux résultats du chapitre 4

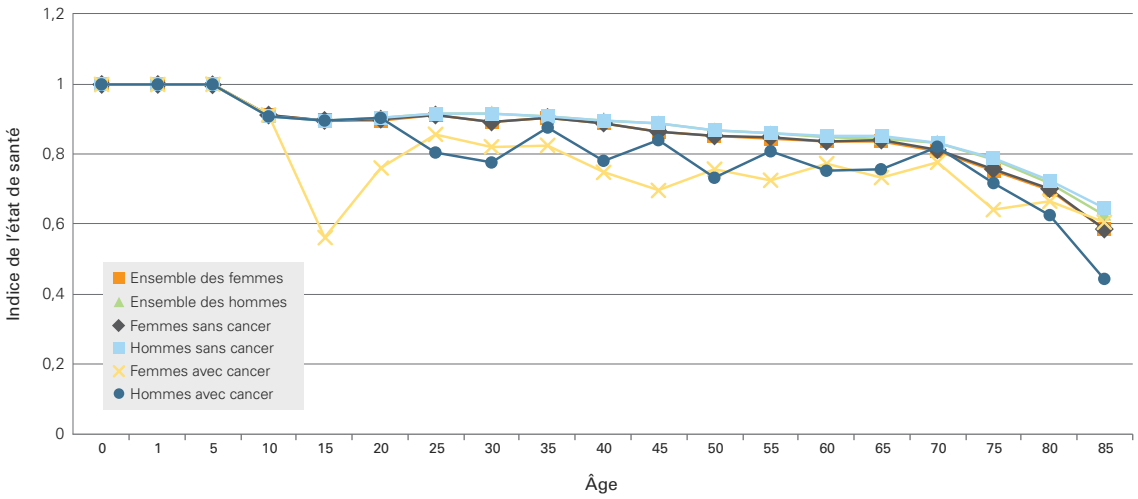
FIGURE E-1. Espérance de vie (EV) et espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS) pour les femmes et les hommes atteints ou non de cancer et pour l'ensemble de la population, Canada (excluant le Québec), 2002 à 2005



SOURCES : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (Statistique Canada, 2000 à 2005), et Registre canadien du cancer et Statistiques de l'état civil – bases de données sur les décès (Statistique Canada, 2002 à 2005).

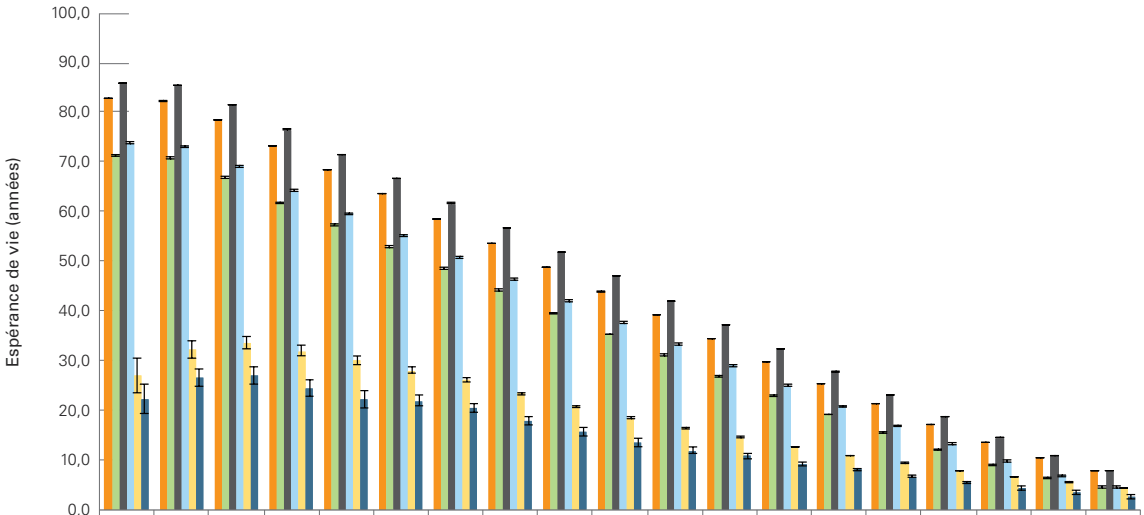
MOYENNE DE L'INDICE DE L'ÉTAT DE SANTÉ, SELON LE TYPE DE MALADIE

FIGURE E-2. Valeur moyenne de l'indice de l'état de santé selon le type de maladie, Canada (excluant le Québec), 2000 à 2005



SOURCE : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (Statistique Canada, 2000 à 2005).

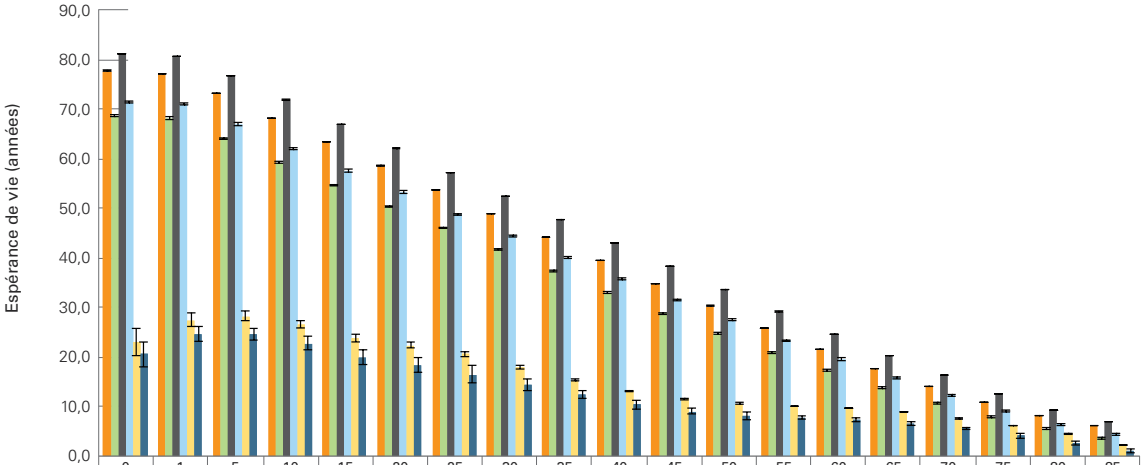
FIGURE E-3. Espérance de vie (EV) et espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS) chez les femmes (dans la population en général) et chez les femmes atteintes ou non de cancer, Canada (excluant le Québec), 2002 à 2005



	0	1	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70	75	80	85
EV – total	82,8	82,2	78,3	73,3	68,4	63,5	58,6	53,7	48,8	43,9	39,2	34,5	29,9	25,5	21,3	17,3	13,7	10,5	7,9
EVAS – total	71,4	70,8	66,9	61,9	57,4	53,0	48,6	44,1	39,7	35,4	31,1	27,0	23,1	19,3	15,7	12,3	9,2	6,6	4,6
EV sans cancer	85,9	85,4	81,4	76,5	71,5	66,6	61,7	56,8	51,9	47,0	42,1	37,3	32,5	27,8	23,2	18,8	14,7	11,0	8,0
EVAS sans cancer	73,8	73,2	69,2	64,3	59,7	55,3	50,9	46,4	42,1	37,6	33,3	29,1	25,0	21,0	17,1	13,3	9,9	7,0	4,7
EV avec cancer	27,1	32,2	33,7	32,1	30,0	28,2	26,2	23,5	20,9	18,6	16,5	14,7	12,8	11,0	9,5	8,0	6,8	5,6	4,5
EVAS avec cancer	22,5	26,6	27,0	24,7	22,4	22,0	20,6	18,1	15,8	13,6	12,0	10,9	9,4	8,2	6,8	5,7	4,4	3,6	2,7

SOURCES : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (Statistique Canada, 2000 à 2005), et Registre canadien du cancer et Statistiques de l'état civil – bases de données sur les décès (Statistique Canada, 2002 à 2005).

FIGURE E-4. Espérance de vie (EV) et espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS) chez les hommes (dans la population en général) et chez les hommes atteints ou non de cancer, Canada (excluant le Québec), 2002 à 2005



	0	1	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70	75	80	85
EV – total	77,8	77,2	73,3	68,3	63,4	58,6	53,8	49,0	44,2	39,5	34,8	30,3	25,9	21,6	17,7	14,1	10,9	8,2	6,0
EVAS – total	68,7	68,2	64,2	59,3	54,8	50,5	46,2	41,8	37,4	33,0	28,8	24,7	20,9	17,2	13,8	10,7	7,8	5,5	3,7
EV sans cancer	81,3	80,8	76,8	71,9	66,9	62,1	57,3	52,5	47,8	43,0	38,3	33,6	29,1	24,6	20,3	16,3	12,6	9,3	6,8
EVAS sans cancer	71,5	71,0	67,0	62,1	57,6	53,3	48,9	44,5	40,1	35,8	31,6	27,4	23,4	19,5	15,8	12,3	9,1	6,4	4,4
EV avec cancer	22,9	27,5	28,2	26,7	23,8	22,4	20,5	17,9	15,3	13,2	11,5	10,6	10,1	9,6	8,8	7,5	6,1	4,4	2,1
EVAS avec cancer	20,5	24,6	24,6	22,7	19,9	18,5	16,4	14,4	12,5	10,3	9,1	8,0	7,8	7,2	6,6	5,6	4,1	2,6	0,9

Âge

SOURCES : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (Statistique Canada, 2000 à 2005), et Registre canadien du cancer et Statistiques de l'état civil – bases de données sur les décès (Statistique Canada, 2002 à 2005).

ESPÉRANCE DE VIE

Le tableau E-1 décrit l'augmentation de l'espérance de vie des femmes et des hommes découlant de l'élimination des décès liés au cancer, telle qu'estimée pour certains groupes d'âges.

Compte tenu de l'actuel fardeau imposé par la maladie, l'élimination des décès liés au cancer se traduirait par une augmentation générale de l'espérance de vie au Canada de 3,4 années pour les femmes et 3,7 années pour les hommes. Ces chiffres concordent avec les résultats obtenus par certains chercheurs à partir de données provenant des États-Unis [1].

TABLEAU E-1. Espérance de vie (EV) et espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS) (avec intervalles de confiance à 95 %), diminution de l'EV et de l'EVAS attribuable au cancer ainsi qu'augmentation de l'EV découlant de l'élimination des décès par cancer à différentes étapes de la vie[1], selon le sexe et la présence ou l'absence de maladies, Canada (excluant le Québec), 2002 à 2005

SEXE	ESPÉRANCE DE SANTÉ	POPULATION TOTALE (I)	ABSENCE DE CANCER (II)	PRÉSENCE DE CANCER (III)	ESPÉRANCE DE SANTÉ CORRIGÉE EN L'ABSENCE DE CANCER (IV)	DIMINUTION DE L'ESPÉRANCE DE SANTÉ ATTRIBUABLE AU CANCER (II - III)	AUGMENTATION DE L'EV DÉCOULANT DE L'ÉLIMINATION DES DÉCÈS PAR CANCER (IV - I)
À la naissance							
Femmes	**EV**	**82,8** (82,8–82,8)	**85,9** (85,9–86,0)	**27,1** (23,5–30,7)	**86,2**	**58,8***	**3,4**
	EVAS	**71,4** (71,2–71,7)	**73,8** (73,6–74,1)	**22,5** (19,5–25,5)	**n.d.**	**51,3***	
Hommes	**EV**	**77,8** (77,7–77,8)	**81,3** (81,2–81,3)	**22,9** (20,1–25,7)	**81,5**	**58,4***	**3,7**
	EVAS	**68,7** (68,5–69,0)	**71,5** (71,3–71,8)	**20,5** (18,1–23,0)	**n.d.**	**51,0***	
À 20 ans							
Femmes	**EV**	**63,5** (63,4–63,5)	**66,6** (66,6–66,6)	**28,2** (27,6–28,9)	**66,8**	**38,4***	**3,3**
	EVAS	**53,0** (52,8–53,2)	**55,3** (55,1–55,6)	**22,0** (21,6–23,1)	**n.d.**	**33,3***	
Hommes	**EV**	**58,6** (58,6–58,6)	**62,1** (62,1–62,1)	**22,4** (21,8–22,9)	**62,4**	**39,7***	**3,8**
	EVAS	**50,5** (50,3–50,7)	**53,3** (53,0–53,5)	**18,5** (16,9–20,0)	**n.d.**	**34,8***	
À 65 ans							
Femmes	**EV**	**21,3** (21,3–21,3)	**23,2** (23,2–23,3)	**9,5** (9,4–9,5)	**23,4**	**13,7***	**2,1**
	EVAS	**15,7** (15,6–15,9)	**17,1** (16,9–17,3)	**6,8** (6,5–7,1)	**n.d.**	**10,3***	
Hommes	**EV**	**17,7** (17,7–17,8)	**20,3** (20,3–20,4)	**8,8** (8,7–8,8)	**20,6**	**11,5***	**2,9**
	EVAS	**13,8** (13,6–14,0)	**15,8** (15,6–16,1)	**6,6** (6,2–7,0)	**n.d.**	**9,2***	

SOURCES : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (Statistique Canada, fichier combiné pour la période de 2000 à 2005) et Registre canadien du cancer (2002 à 2005).

1 Les motifs suivants justifient le choix des étapes de vie : **À la naissance** – comparabilité avec d'autres études portant sur l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé; **À 20 ans** – représentation des cas de cancer à l'âge adulte; **À 65 ans** – en 2005, l'âge moyen des nouveaux cas de cancer recensés par le Registre canadien du cancer était de 65 ans.

***** Statistiquement significatif ($p < 0,0001$).

Références – Annexe E

1. Beltrán-Sánchez, H., S.H. Preston et V. Canudas-Romo. « An Integrated Approach to Cause-of-Death Analysis: Cause-Deleted Life Tables and Decompositions of Life Expectancy », *Demographic Research*, vol. 19, article n° 35 (juillet 2008), p. 1323-1350.

ANNEXE F

Ensemble de stratégies permettant de mesurer l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé selon le revenu

INTRODUCTION

Dans le cadre d'un exposé réalisé le 27 octobre 2009, Russell Wilkins, de Statistique Canada, a décrit un ensemble de stratégies pouvant servir à mesurer les inégalités en matière de santé découlant des disparités de revenu. Cette annexe présente l'interprétation que fait l'Agence de la santé publique du Canada de cette présentation-diaporama.

Les données de l'état civil sur la mortalité et du recencement sont facilement disponibles. Par contre, il n'est pas simple de jumeler les taux de mortalité avec le revenu (ou toute autre mesure de la position sociale), un défi qui justifie le recours à des solutions de rechange. Ces dernières se différencient selon leur complexité et leur rigueur, ce qui définit un ensemble varié de stratégies qui vont de méthodes disparates à des méthodes très strictes. Pour tenter d'établir un jumelage entre les décès (et les caractéristiques du recensement) et les mesures de la position socio-économique, les solutions les plus rigoureuses misent sur des microdonnées à l'échelle des individus. En l'absence de tels renseignements, il est toujours possible de recourir à des méthodes à l'échelle géographique, qui traitent l'information sur les quartiers résidentiels comme substitut des données sur les personnes (affectation de la valeur d'un attribut de quartier à tous les individus vivant dans ce quartier). Wilkins souligne avec justesse que le choix d'une solution sera dicté par l'objectif poursuivi et par les ressources disponibles. Il met en parallèle l'objectif d'assurer un suivi semestriel par rapport à celui de réaliser une analyse plus rigoureuse qui ne pourrait qu'être répétée aux dix ans.

L'ÉTUDE IDÉALE

Pour quantifier les inégalités en matière de santé liées aux disparités de revenu, la solution parfaite consisterait à utiliser des renseignements d'identification personels recueillis directement au moyen du formulaire de recensement, de façon à ce que chaque personne prenant part au recensement puisse faire l'objet d'un suivi dans la Base canadienne de données sur la mortalité (par voie d'un jumelage déterministe et probabiliste), afin de déterminer son état vital (« vivant » ou « décédé »). Le recours aux renseignements d'identification personel simplifierait le suivi tout en améliorant la fiabilité des résultats obtenus. De plus, idéalement, l'information sur le revenu correspondrait à la moyenne du revenu (familial) « à vie » plutôt qu'au revenu courant mesuré au lancement de l'étude (comme le prévoient les méthodes « argent » et « or » décrites ci-dessous) — un critère qu'il serait sans doute possible de respecter en tirant parti du code d'identification propre à la personne.

Telles que définies par l'équipe de soutien technique sur l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de l'Agence de la santé publique du Canada, les conditions d'analyse idéales supposeraient l'établissement, au niveau des personnes, d'un jumelage avec l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes. Par exemple, toute personne ayant rempli le questionnaire de recensement détaillé serait régulièrement invitée à participer à une enquête de cette nature. En outre, les données recueillies au moyen de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes seraient réunies dans un fichier longitudinal (avec jumelage au niveau des personnes), de façon à rendre disponible l'information sur le parcours de vie des individus. Les données documenteraient la séquence des états de santé des individus tout au long de leur vie, jusqu'à la fin de la période de suivi. Ces renseignements s'accompagneraient possiblement de facteurs de pondération liés à ces différents états de santé.

De toute évidence, l'étude idéale traduit des visées qui manquent de réalisme. Le modèle idéal nous aide néanmoins à cerner les limites auxquelles se heurtent l'ensemble des devis de recherche décrits ci-dessous. Le modèle idéal comporte des avantages qui font utilement contrepoids aux types plus pratiques de recherche, un contrepoids qui permet de mieux saisir les limites des études plus pragmatiques.

LA MÉTHODE « BRONZE »

MODÈLE D'ÉTUDE

Réalisée par Wilkins et ses collaborateurs [1], l'étude des quintiles de revenu selon le quartier de résidence améliore l'examen classique des taux de mortalité, en utilisant le lieu de résidence comme un indicateur substitut du revenu. Afin d'améliorer la fiabilité de l'usage du lieu de résidence comme indicateur du revenu, les auteurs de l'étude ont choisi d'exclure les zones rurales et de porter plutôt leur attention sur les régions métropolitaines de recensement. Par conséquent, au sens le plus strict, les résultats de l'étude s'appliquent exclusivement aux régions métropolitaines (tout en étant représentatifs de l'ensemble de ces régions au Canada). Par ailleurs, toujours dans le but d'améliorer la fiabilité de l'usage du lieu de résidence comme indicateur du revenu, toute personne vivant dans un établissement a été retirée de l'échantillon. Autrement dit, l'étude des quintiles de revenu selon le quartier de résidence produit des résultats qui, à première vue, s'avèrent représentatifs du sous-ensemble de la population nationale constitué des personnes qui vivent dans une région métropolitaine de recensement, mais ne résident pas dans un établissement — ce qui englobe une proportion appréciable de la population canadienne.

Au delà des critères d'inclusion retenus par Wilkins et ses collaborateurs, il est intéressant d'examiner la démarche qu'ont suivie ces chercheurs pour établir des taux de mortalité ou assurer le jumelage de tels taux avec les données de revenu. Dans l'étude des quintiles de revenu selon le quartier de résidence, les taux de mortalité ont été obtenus selon la méthode classique, qui est celle qu'utilise couramment Statistique Canada pour mettre à jour ses taux de mortalité à l'échelle nationale. La seule différence dans l'étude des quintiles de revenu du quartier de résidence concerne le lieu de résidence, qui devient un attribut-clé. En effet, tout enregistrement personnel admissible (renfermant des données de recensement ou des données sur la mortalité) doit être codé en fonction du lieu de résidence, ce dernier étant défini selon la résolution géographique des secteurs de recensement. Dans leur étude, Wilkins et ses collaborateurs sont parvenus à coder chaque enregistrement de décès en fonction du secteur de recensement, ce qui avait déjà été fait pour les données de recensement. Notons qu'en raison de sa conception, l'étude ne permettait pas de jumeler les données individuelles de recensement et les enregistrements individuels de décès. Cependant, l'absence d'un tel jumelage n'interdisait pas l'établissement de macrodonnées agrégées, ce qui constituait un élément distinctif du projet. C'est ainsi que l'étude a réussi à obtenir des données de population et de décès pour chaque secteur de recensement.

Comment procéder pour jumeler de telles données avec les données sur le revenu? Afin d'établir le jumelage, un attribut de revenu est associé à chaque secteur de recensement, en posant au préalable l'hypothèse qu'il est acceptable de reporter un attribut relatif à un secteur de recensement sur l'ensemble des personnes vivant dans ce secteur. Trois étapes sont nécessaires à la définition de l'attribut de revenu visé. Premièrement, pour chaque secteur de recensement, on détermine le revenu de famille économique (ajusté en fonction de la taille de la famille) de toutes les personnes admissibles résidant dans le secteur. Deuxièmement, on calcule le pourcentage de la population du secteur de recensement qui vit en deçà du seuil de faible revenu — un attribut qui sert de substitut à la détermination de la catégorie de revenu associée à chaque enregistrement. Troisièmement, on classe les secteurs de recensement situés dans une même région métropolitaine de recensement, en fonction de cet attribut (pourcentage de la population vivant en deçà du seuil de faible revenu), puis on attribue à chaque secteur, en fonction de son rang, une catégorie de revenu conforme à la classification voulue (population répartie en tertiles, ou en quintiles). Les catégories de revenus specifiques à chacune des régions métropolitaines de recensement sont ensuite regroupés (p.ex. toutes les régions métropolitaines de recensement se trouvant dans le quintile le plus bas sont regroupées ensemble, et ainsi de suite pour les autres quintiles). Cette opération permet d'affecter une catégorie de revenu à chaque secteur de recensement. De là, on comptabilise les

données de décès et de population pour l'ensemble des secteurs de recensement correspondant à une même catégorie de revenu, de façon à obtenir des valeurs totales de décès et de population pour chaque catégorie. Chaque catégorie de revenu est alors traitée comme une sous-population distincte et fait l'objet d'une agrégation séparée, établie par exemple au moyen de la table de mortalité ordinaire.

Les données sur la population et sur le nombre de décès sont bien sûr recueillies de façon transversale. Dans le cas de l'étude des quintiles de revenu du quartier résidentiel, l'analyse a été répétée de façon transversale pour cinq périodes (1971, 1986, 1991, 1996 et 2001). Les données se prêtent tout naturellement à une analyse fondée sur la table de mortalité du moment, répétée pour chaque période et menée séparément pour chaque catégorie de revenu au cours d'une même période.

L'attribut de revenu étant défini au niveau du quartier, il est inévitable que le revenu présente une certaine hétérogénéité résiduelle au sein de chaque secteur de recensement. Par conséquent, le recours à l'attribut de revenu du quartier, en guise de substitut du revenu personnel, entraîne assurément des erreurs de classification pour certains individus. Comme le soulignent Wilkins et ses collaborateurs dans leur étude des quintiles de revenu du quartier [1], en raison de telles erreurs, les résultats obtenus risquent de sous-estimer les inégalités entre les catégories de revenu. Notons, par ailleurs, que la catégorie de revenu à laquelle on affecte chaque enregistrement (décès ou donnée de population) est déterminée à des points précis, selon une démarche transversale. Pourtant, la mesure de revenu la plus pertinente, au regard des résultats sur le plan de la santé, serait probablement le revenu cumulatif « à vie » plutôt que le revenu observé à un moment donné. Le recours à une mesure du revenu courant représente une lacune qui n'est pas propre à l'étude des quintiles de revenu du quartier. Par exemple, bien qu'elle soit de meilleure qualité que cette dernière, l'étude réalisée par McIntosh et ses collaborateurs [2] repose aussi sur une mesure du revenu à un moment précis dans le temps. Le moment de la mesure du revenu est déterminé en fonction d'étapes passablement différentes du parcours de vie des populations visées. Dans le cas de l'étude des quintiles de revenu du quartier, le revenu mesuré est celui qui avait cours au moment où ont été relevées les données de décès sur lesquelles s'appuient les valeurs agrégées établies pour chaque période. Par contre, dans l'étude réalisée par McIntosh et ses collaborateurs, le revenu mesuré est celui qui avait cours au moment du recrutement à l'étude. On ne connaît pas l'étendue des répercussions qu'a cette différence sur le degré de comparabilité des résultats des deux études.

CARACTÉRISATION GÉNÉRALE D'UNE ÉTUDE DE TYPE « BRONZE »

La méthode « bronze » utilise le quartier (où résident les personnes) en tant que mesure de substitution du revenu des individus. Les petits quartiers, appelés secteurs de recensement, se voient assignéer un rang sur le plan du revenu. Quoique ce rang s'appuie sur des données relatives aux personnes (plus précisément, on calcule la proportion de personnes dont le revenu familial se situe en deçà du seuil de faible revenu, de façon à obtenir une estimation agrégée du revenu des familles économiques, selon le quartier), seule la mesure agrégée — c'est-à-dire la proportion de personnes vivant en deçà du seuil de faible revenu — est affectée aux différents quartiers. De là, en fonction de cette mesure agrégée, on classe les secteurs de recensement dans chaque région métropolitaine de recensement. Les valeurs de ce classement servent à déterminer les catégories de revenu auxquelles correspondent les secteurs, compte tenu de la répartition des revenus en quintiles ou en déciles, selon le cas. On procède ensuite au regroupement des secteurs de recensement admissibles se trouvant dans chaque catégorie de revenu, à l'échelle des régions métropolitaines de recensement, de façon à obtenir des valeurs de revenu pour l'ensemble du Canada. Chaque catégorie est alors traitée comme une sous-population distincte (définie en fonction de l'appartenance à cette catégorie, vue comme caractéristique commune).

Les données de décès et de population obtenues servent à établir des taux de mortalité (selon l'âge et le sexe) pour chaque catégorie de revenu. Les pronostics pour chaque catégorie de revenu peuvent ensuite être comparés avec ceux qui, compte tenu de la proportion des revenus située en deçà du seuil de faible revenu, passent d'une catégorie de revenu à l'autre.

LA MÉTHODE « ÉTAIN »

Wilkins semble croire qu'il y aurait moyen d'assouplir encore davantage les impératifs de la méthode « bronze », par le biais d'une solution de rechange capable de lever l'exigence de mise à jour régulière des données sur l'indice de l'état de santé [1]. À son avis, les méthodes de calcul de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'incapacité peuvent rendre inutile la mise à jour régulière de l'indice de l'état de santé, car elles exploitent déjà des renseignements sur la prévalence des maladies et des états d'incapacité. En assurant le jumelage d'états d'incapacité reconnaissables avec des valeurs uniformisées de qualité de vie liée à la santé (qui n'ont pas à être mises à jour aussi fréquemment que les données sur la prévalence), il serait possible de calculer l'espérance de vie ajustée en fonction de l'incapacité selon le revenu — une mesure de l'espérance de santé qui s'apparente à l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé. Les estimations de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'incapacité selon le revenu pourraient être mises à jour (par rapport aux taux de mortalité) à la même fréquence que les taux de mortalité associés aux quintiles de revenu du quartier. Suivant cette logique, il serait envisageable d'établir des estimations de prévalence annuelles ou semestrielles pour un nombre suffisant d'états de santé. De telles estimations de prévalence auraient à être stratifiées en fonction de leur gravité. Les mesures de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'incapacité reflèteraient les grandes tendances liées à la mortalité et à la prévalence des états d'incapacité. Par contre, faute de tenter d'établir un ensemble à jour de facteurs de pondération relatifs à l'indice de l'état de santé, ces mesures ne sauraient cerner les changements subtils touchant l'auto-évaluation des capacités fonctionnelles ou de la santé. Il serait facile d'adapter les données sur l'espérance de vie ajustée en fonction de l'incapacité au Canada, telles qu'évaluées pour 1991 et 1996 (voir les travaux du congrès de Canberra de 1994) [3], de façon à produire des estimations de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé. Il suffirait de substituer les facteurs de pondération relatifs à la valeur moyenne de l'indice de l'état de santé pour chaque élément de l'état de santé sous-jacent à l'espérance de vie ajustée en fonction de l'incapacité.

Bien entendu, cette solution dépendrait de la disponibilité de mesures de la prévalence selon le quintile de revenu du quartier, issues du géocodage des codes postaux recueillis dans le cadre des enquêtes sur la santé. On ne sait trop si cette méthode permettrait de calculer des espérances de santé relatives à des maladies particulières, ni comment procéder pour y parvenir. Il y aurait peut-être moyen d'exploiter les données que renferment les registres des maladies et/ou de recourir à des stratégies de substitution comme celle qui consiste à extrapoler l'état de santé courant à partir de données administratives sur la santé ou sur les ordonnances pharmaceutiques.

LA MÉTHODE « ARGENT »

La méthode « argent » utilise comme point de départ l'*Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001* [4]. Tirant parti d'un échantillon de Canadiens ayant rempli le questionnaire de recensement détaillé, ce projet d'avant-garde a su constituer une cohorte nationale de Canadiens, aux fins de réalisation d'une étude de suivi longitudinale. Utilisant le recensement de 1991 comme point de recrutement des participants, l'étude a prolongé le travail de suivi jusqu'en 2001. L'une des principales contributions du projet tient à la réussite de l'établissement du jumelage entre les individus recrutés à l'étude et les renseignements d'identification personels, qui a ensuite été utilisé pour assurer un suivi de l'état de survie des participants au moyen de la Base canadienne de données sur la mortalité. Deux publications décrivent comment cette étude longitudinale unique, largement représentative, a pu servir à l'examen des écarts sur le plan de la santé selon le revenu [4, 5].

Wilkins propose deux versions de la méthode « argent ». L'une d'elles exige un certain travail d'extrapolation à partir de rapports de taux (qui proviendraient d'une source comme l'étude réalisée par McIntosh et ses collaborateurs) et prévoit le recours à ces estimations conjuguées avec des tables de survie contemporaines (mises à jour de façon plus régulière), en vue d'établir des estimations à jour des disparités de santé, selon le revenu. Cette solution se contente d'adapter les données sur les disparités de santé liées au revenu mesurées

précédemment (en fonction des rapports de taux) en vue de refléter les plus récentes structures de taux de mortalité. Parce qu'elle s'appuie sur des rapports de taux caducs, cette solution ne conviendrait pas pour dresser un bilan à jour des disparités courantes sur le plan de la santé, selon le revenu. Suivant cette stratégie d'estimation, on suppose que le rapport des taux qui distingue les différentes catégories de revenu du groupe de référence (par âge), tel qu'établi à partir de l'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement [1], demeure applicable (c'est-à-dire fixe) au regard des données de la table de mortalité contemporaine. Une telle stratégie, étroitement centrée sur une table de mortalité « ajustée selon la cause » [6], saurait illustrer la nature probable des inégalités contemporaines (une forme de substitut de mise à jour), mais conviendrait moins bien à l'exercice d'une surveillance. En effet, la stratégie mise non pas sur des données contemporaines exhaustives, mais bien sur un ensemble de rapports de taux mesurés précédemment. En conséquence, les projections résultantes ne fourniraient pas une estimation indépendante des inégalités en matière de santé.

La méthode « argent » constitue peut-être la solution de recherche la plus pragmatique. Elle est capable de produire des estimations à jour concernant les inégalités en matière de santé, transposables sous forme d'écarts relatifs à l'espérance de vie ou à l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé. La mise à jour s'avère cependant partielle, car elle repose sur des mesures antérieures des rapports de taux (entre la catégorie supérieure de revenu et une catégorie inférieure visée par l'étude). Les données à jour seront erronées, dans la mesure où les rapports de taux auront changé entre-temps.

LA MÉTHODE « OR »

La méthode « or » prévoit la mesure directe des taux de mortalité selon le revenu, ce qui éviterait le recours à des rapports de taux mesurés précédemment afin d'obtenir indirectement l'information (conformément à la méthode « argent »). La méthode « or » exigerait la création d'une nouvelle cohorte, aux fins de suivi de la mortalité, à partir d'un échantillon tiré du recensement de 2001. La période de suivi, de 2001 à 2011, aurait comme point central l'année 2006 (comparativement à l'année 1996 pour l'étude visant la période de 1991 à 2001). Un tel projet supposerait un investissement appréciable, comparable à celui qu'avait nécessité la mise sur pied de l'étude de suivi de la mortalité selon le recensement réalisée par Wilkins et ses collaborateurs [4].

RÉSUMÉ

Les méthodes sommaires qui misent sur les quintiles de revenu du quartier constituent probablement les solutions les plus simples pour opérationnaliser et reproduire le passage des années, car elles permettent de suivre l'évolution de l'état de santé de la population au fil du temps. À partir du recensement, nous pouvons aisément établir un jumelage entre la population et le quartier tout en obtenant (selon toute vraisemblance) le revenu. En outre, nous pouvons établir un jumelage entre les décès et le quartier de résidence, ce qui rend possible la catégorisation des décès selon le revenu du quartier. À première vue, la méthode « bronze » se prête aisément à une utilisation plus ou moins récurrente, comme en témoigne la pratique courante à Statistique Canada, qui procède régulièrement à la mise à jour de ses estimations du taux de mortalité selon l'âge et le sexe. Dans le cadre de cette démarche soutenue, la méthode « bronze » nécessite un apport plutôt modeste, car elle impose le calcul de taux selon le quintile de revenu du quartier. De plus, chaque taux doit faire l'objet d'un jumlage avec l'attribut de revenu du quartier correspondant (proportion des familles qui vivent en deçà du seuil de faible revenu).

Il y a un autre avantage à recourir à la méthode « bronze » — ou, plus précisément, à toute approche fondée sur les quintiles de revenu du quartier. En effet, cette solution permet de calculer le taux instantané de mortalité de personnes de moins de 25 ans qui, en raison de leur âge, sont moins sujettes que les autres à avoir rempli des formulaires d'impôt, donc à apparaître dans un fichier de rapprochement avec des données fiscales.

Références – Annexe F

1. Wilkins, R., J.M. Berthelot et E. Ng. « Tendances de la mortalité selon le revenu du quartier dans les régions urbaines du Canada de 1971 à 1996 », *Supplément aux Rapports sur la santé*, vol. 13 (2002), p. 51-79. Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue.

2. McIntosh, C.N., P. Finès, R. Wilkins et M.C. Wolfson. « Disparités selon le revenu dans l'espérance de vie ajustée sur la santé chez les adultes au Canada, 1991 à 2001 », *Rapports sur la santé*, vol. 20, n° 4 (décembre 2009), p. 59-70. Statistique Canada, n° 82-003-XPF au catalogue.

3. Wilkins, R., J. Chen et E. Ng. « Changes in Health Expectancy in Canada from 1986 to 1991 », dans C.D. Mathers, J. McCallum et J.M. Robine, éd., *Advances in Health Expectancies: Proceedings of the 7th Meeting of the International Network on Health Expectancy (REVES)*, Canberra, Australian Institute of Health and Welfare, 1994, p. 115-132.

4. Wilkins, R., M. Tjepkema, C. Mustard et R. Choinière. « Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001 », *Rapports sur la santé*, vol. 19, n° 3 (septembre 2008), p. 27-48. Statistique Canada, n° 82-003-XPF au catalogue.

5. Wolfson, M.C., C.N. McIntosh, P. Finès et R. Wilkins. *Refining the Measurement of Health Inequalities in Canada – New Data, New Approaches*, document préparé pour la 30e Conférence générale de l'Association internationale de recherches sur le revenu et la fortune, 24 au 30 août 2008, Portoroz (Slovénie), 2008 (consulté le 22 février 2010). Sur Internet : http://www.iariw.org

6. Brand, K.P. « Approximations and Heuristics for the "Cause-Modified" Life Table », *Risk Analysis*, vol. 25, n° 3 (juin 2005), p. 695-709.

ANNEXE G

Espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé, selon le niveau de scolarité

En 1996, Wolfson a fourni une estimation de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé selon le niveau de scolarité [1]. Faute de pouvoir consulter des tables de survie établies selon le niveau de scolarité pour le Canada, ces estimations ont été fondées sur des données relatives à la mortalité en fonction du niveau de scolarité, publiés dans le cadre d'une étude portant sur le jumelage des données du recensement de 1986 avec les données sur la mortalité pour le Manitoba. Les écarts observés pour le Manitoba ont ainsi été appliqués aux données nationales sur la mortalité, de façon à produire des estimations pour l'ensemble du Canada.

Dans un premier temps, afin de calculer l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé, les données relatives aux taux de mortalité (stratifiées selon le sexe, le groupe d'âge et le lieu de résidence) ont été combinées avec des données sur la morbidité (stratifiées de même façon). Pour estimer la morbidité, les valeurs moyennes de l'indice de l'état de santé — tirées de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1994 — ont été totalisées pour l'ensemble de la population, selon le sexe, le groupe d'âge et le lieu de résidence (ménage ou établissement). Les valeurs moyennes (selon le sexe et le groupe d'âge) obtenues pour les personnes vivant dans des ménages ont été multipliées par la proportion d'individus ayant là leur lieu de résidence. De même, les valeurs moyennes obtenues pour les personnes vivant dans des établissements ont été multipliées par la proportion d'individus occupant de tels milieux. Les deux chiffres issus de ces opérations ont été additionnés en vue d'estimer la valeur générale de l'indice de l'état de santé, selon le sexe et le groupe d'âge.

Dans un deuxième temps, une table de mortalité transversale a été constituée suivant la méthode classique. De là, dans chaque groupe d'âge, le nombre d'années de vie vécues a été multiplié par la valeur moyenne correspondante de l'indice de l'état de santé. La somme des chiffres ainsi obtenus (nombre d'années de vie vécues, ajusté en fonction de l'état de santé) a été divisée par le nombre total de survivants recensés aux différents âges visés, de façon à produire une estimation de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé.

L'étude de Wolfson indique que, de façon générale, l'espérance de vie et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé augmentent selon le niveau de scolarité atteint[1]. Sur ce plan, les écarts observés entre les différents niveaux de scolarité s'expliquent par deux phénomènes. En effet, les personnes ayant un niveau de scolarité élevé ont de meilleures chances de connaître une longue vie et de rester longtemps en bonne santé. À l'inverse, les personnes ayant un faible niveau de scolarité peuvent s'attendre à vivre moins longtemps et à connaître plus tôt des ennuis de santé. Cependant, comme l'indique le tableau G-1, plus le niveau de scolarité augmente, plus les écarts entre l'espérance de vie et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé se comblent.

TABLEAU G-1. Espérance de vie et espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS) à 30 ans, selon le sexe et le niveau de scolarité, Canada, 1990 à 1992

NIVEAU DE SCOLARITÉ	ESPÉRANCE DE VIE	EVAS	ÉCARTS	
			ÉCART ENTRE L'EV ET L'EVAS	ÉCART ENTRE L'EV ET L'EVAS, DIVISÉ PAR L'EV
	Années	Années	Années	%
Hommes				
Quartile inférieur	44,5	37,5	7,0	16
Deuxième quartile	45,2	39,5	5,7	13
Troisième quartile	47,6	41,8	5,8	12
Quartile supérieur	47,7	42,8	4,9	10
Femmes				
Quartile inférieur	51,0	41,0	10,0	20
Deuxième quartile	52,0	44,1	7,9	15
Troisième quartile	52,2	44,5	7,7	15
Quartile supérieur	53,2	46,3	6,9	13

SOURCE : Statistique Canada. Division des études sociales et économiques (inspiré de Wolfson, 1996 [1]).

Plus récemment, une étude détaillée des disparités de revenu liées à l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé a observé l'existence d'un lien soutenu entre le niveau de scolarité et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé restante à l'âge de 25 ans (voir le tableau G-2) [2]. Ainsi, dans l'étude, les personnes appartenant au groupe ayant la plus forte scolarité présentaient une espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé restante de 53,1 années pour les femmes et 50,7 années pour les hommes. L'écart entre ces résultats et ceux observés pour les individus ayant la plus faible scolarité s'établissait à 7,4 années pour les femmes et 9,1 années pour les hommes.

TABLEAU G-2. Espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé restante (en années) à l'âge de 25 ans, selon le sexe et le niveau de scolarité, Canada, 1991 à 2001

	FEMMES			HOMMES		
		Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %	
	Années	de	à	Années	de	à
Études secondaires non terminées (A)	45,7	45,4	46,0	41,6	41,3	41,8
Diplôme d'études secondaires	49,9	49,7	50,2	45,6	45,4	45,8
Diplôme d'études postsecondaires	51,8	51,5	52,1	48,7	48,4	49,0
Grade universitaire (B)	53,1	52,6	53,6	50,7	50,4	51,0
Écart entre A et B	**7,4**	**6,9**	**8,0**	**9,1**	**8,7**	**9,5**

SOURCES : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001, et Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (cycle 1.1, 2000-2001). Tableau modifié avec la permission de McIntosh et coll. (2009) [2].

Références – Annexe G

1. Wolfson, M.C. « Espérance de vie ajustée sur la santé », *Rapports sur la santé*, vol. 8, n° 1 (été 1996), p. 43-49. Statistique Canada, n° 82-003-XPF au catalogue.

2. McIntosh, C.N., P. Finès, R. Wilkins et M.C. Wolfson. « Disparités selon le revenu dans l'espérance de vie ajustée sur la santé chez les adultes au Canada, 1991 à 2001 », *Rapports sur la santé*, vol. 20, n° 4 (décembre 2009), p. 59-70. Statistique Canada, n° 82-003-XPF au catalogue.

ANNEXE H

Algorithme de calcul de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé, selon la présence ou l'absence de maladies chroniques

OBJECTIF

L'algorithme qui suit décrit la méthode et le fonctionnement des macro-programmes SAS utilisés pour calculer l'espérance de vie (EV) et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS) des personnes atteintes ou non de diabète sucré. La même méthode a servi à l'estimation de l'EV et de l'EVAS des personnes atteintes ou non d'hypertension artérielle (voir le chapitre 3) ou de cancer (voir le chapitre 4).

EXIGENCES FONDAMENTALES

1. Connaissance de la table de mortalité sommaire et de son mode d'assemblage [1].
2. Connaissance élémentaire des méthodes de cueillette de données et des éléments de données propres à deux enquêtes de Statistique Canada, soit l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) et l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP).
3. Connaissance de la méthode bootstrap [2, 3, 4] et capacité d'exploiter les macro-programmes BOOTVARE_V3.1 et/ou Macroe_V3.1 mis au point par Statistique Canada.
4. Compétences élémentaires en programmation liées au logiciel SAS (*Statistical Analysis System*) — extraction et manipulation de données, exploitation de procédures fondamentales du logiciel SAS comme *proc means* ou *proc sort* ainsi qu'exploitation de macro-programmes SAS développés sur mesure [5].

EXIGENCES RELATIVES AUX DONNÉES D'ENTRÉE

Le fichier d'entrée doit renfermer des données sur la mortalité et sur la population qui serviront au calcul de l'EV, de la variance de l'EV et de l'intervalle de confiance à 95 %. L'indice de l'état de santé (IES) et la variance de l'IES sont également nécessaires à l'estimation de l'EVAS, de la variance de l'EVAS et de l'intervalle de confiance à 95 %. Il est possible de recourir à d'autres mesures que l'IES pour rendre compte de la qualité de vie liée à la santé. Les données sur la mortalité et sur la population peuvent provenir notamment de registres des maladies ou encore de sources qui fournissent les statistiques administratives de l'état civil ou les données de recensement.

Le recours à la méthode bootstrap rend possible l'estimation de l'IES et de la variance de l'IES à partir d'enquêtes sur la santé telles que l'ESCC. Sachant que les données disponibles portent sur les Canadiens âgés d'au moins 12 ans, on doit introduire, à l'étape *DATA* de SAS, la valeur de l'IES pour les trois premiers groupes d'âge. Conformément aux lignes directrices de Statistique Canada, l'utilisation et la diffusion des estimations sont permises là où le coefficient de variation est inférieur à 33,3 et où la taille de l'échantillon est supérieure ou égale à 10 pour le fichier partagé et à 30 pour le fichier à grande diffusion. Si ces conditions ne peuvent être respectées pour certains groupes d'âge — ce qui s'avère le cas en général pour les groupes d'âge les plus jeunes —, on doit modifier la valeur de l'IES, en fonction d'hypothèses pertinentes. Le tableau B-1 de l'annexe B donne des précisions sur la disponibilité de données relatives à l'IES, selon la province et le territoire.

La méthode donne le choix soit d'exploiter séparément les fichiers de microdonnées et les fichiers connexes renfermant, pour chaque cycle, les facteurs de pondération utilisés pour la méthode bootstrap, soit de combiner ces fichiers en vue d'augmenter la taille de l'échantillon, notamment lorsqu'on a affaire à des populations peu nombreuses. La marche à suivre pour combiner les données d'enquête est décrite dans un article de Thomas et Wannell [6]. Aux fins de la présente analyse, les fichiers de données relatifs aux trois premiers cycles d'enquête ont été combinés conformément à la méthode groupée. On trouvera le nom des fichiers de microdonnées et des fichiers bootstrap respectifs ainsi que le nom des variables de pondération des échantillons et des variables de pondération utilisées pour la méthode bootstrap en consultant la documentation relative à l'enquête ou la documentation associée au macro-programme BOOTVARE, fournie par Statistique Canada [4].

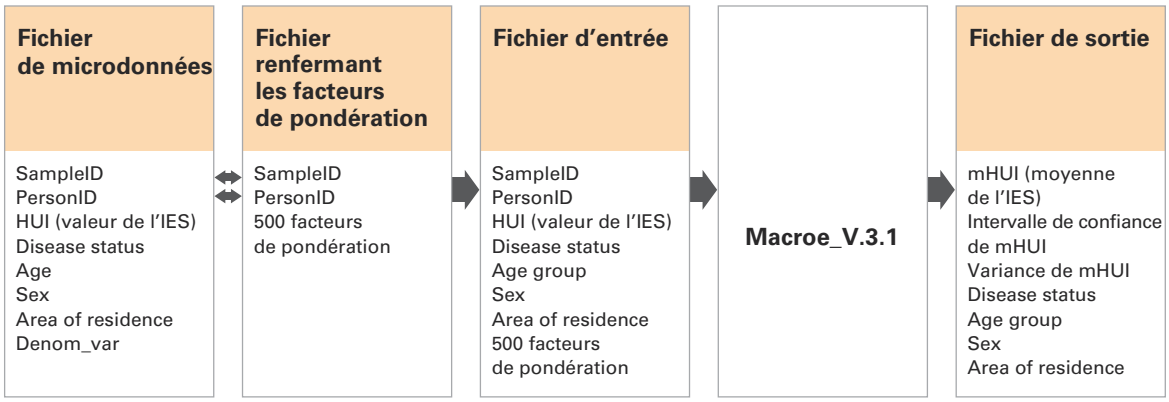
MÉTHODE DE RÉÉCHANTIONNAGE BOOTSTRAP

Des enquêtes complexes comme celles qu'administre Statistique Canada recueillent des données au moyen d'un plan d'enquête complexe. Il est très difficile, voire impossible de mettre au point une formule servant à estimer la variance liée à de telles conceptions. Pour estimer la variance d'un indicateur choisi, il est donc recommandé de recourir à la méthode bootstrap, qui s'appuie sur une procédure de rééchantillonnage avec remplacement. Statistique Canada a conçu deux macro-programmes SAS, à utiliser pour traiter les données d'enquête : BOOTVARE_V3.1 et Macroe_V3.1. De façon générale, le macro-programme BOOTVARE_V3.1 lance l'exécution du macro-programme Macroe_V3.1. Le macro-programme BOOTVARE_V3.1 renferme des commentaires détaillés qui illustrent son fonctionnement et que l'on peut modifier en retirant les symboles de commentaires SAS apparaissant dans les zones pertinentes. Comptant deux sections distinctes, le programme SAS précise les endroits où apporter des modifications pour exploiter un fichier personnalisé. La première section du programme est celle où doivent apparaître les variables définies par l'utilisateur (s'il y a lieu) et où doivent être lus les fichiers renfermant les variables à analyser ainsi que les facteurs de pondération utilisés pour le boostrap. La deuxième section du programme est celle où l'utilisateur doit préciser le type d'analyse à effectuer, le cas échéant. Les utilisateurs avertis de SAS peuvent exploiter directement le macro-programme Macroe_V.3.1. Ce dernier est conçu pour produire des estimations ponctuelles et des estimations de variance relatives aux totaux, aux ratios, aux écarts entre ratios ainsi qu'aux paramètres de régression linéaire ou de régression logistique. Il est préférable, mais non impératif, d'exécuter une procédure SAS particulière en vue d'obtenir les estimations ponctuelles avant l'exécution du macro-programme. Les estimations ponctuelles produites par la procédure SAS et par le macro-programme devraient être identiques. Pour savoir si le macro-programme donne les résultats prévus, il suffit de comparer les estimations ponctuelles qui en émanent et les estimations ponctuelles obtenues par le biais d'une autre méthode. L'analyse effectuée dans le cadre de la présente application porte sur les estimations ponctuelles de l'IES et sur la variance de l'IES. On doit donc recourir aux procédures *proc means* et *%ratio*, cette dernière étant un macro-programme auxiliaire du macro-programme Macroe_V3.1.

On peut se procurer les macro-programmes BOOTVARE_V3.1 et Macroe_V3.1 ainsi que toute la documentation pertinente en consultant le site Internet de Statistique Canada [4].

Aux fins de la présente application, pour chaque personne interrogée, le fichier de microdonnées doit préciser la variable IES (variable *HUI*) ainsi que les variables suivantes : *person ID*, *sample ID*, *age*, *sex*, *province of residence* et *disease status* (« oui » ou « non »). Le fichier renfermant les facteurs de pondération utilisés pour la méthode bootstrap doit contenir 500 de ces facteurs ainsi que deux variables d'identification (*person ID*, *sample ID*), et ce, pour chaque personne interrogée. Il est possible d'exploiter séparément le fichier de microdonnées et le fichier renfermant les facteurs de pondération utilisés pour la méthode bootstrap ou encore de les fusionner par le biais des variables *person ID* et *sample ID*. Il est plus pratique de recourir à un fichier fusionné plutôt qu'à deux fichiers de données distincts, et il est recommandé de retirer toute observation comportant une valeur d'IES manquante. Le calcul des moyennes d'échantillon suppose l'utilisation d'une nouvelle variable désignant le groupe d'âge (groupes d'âge uniformisés par tranche de cinq ans, soit 10 à 14 ans, 15 à 19 ans ... 80 à 84 ans et 85 ans et plus) de même que l'utilisation d'une variable indicatrice (*dummy variable*) (*denom_var*). La variable désignant le groupe d'âge et la variable indicatrice doivent être définies dans le fichier d'entrée. Pour chaque observation, on doit attribuer la valeur 1 à la variable indicatrice.

FIGURE H-1. Diagramme de fonctionnement de la méthode de rééchantillonage bootstrap



DÉFINITION DU MACRO-PROGRAMME

```
%let ident=;  /* Préciser le nom des variables d'identification. */
%let fwgt= ;  /* Préciser le nom de la variable de pondération servant à pondérer
              les estimations de façon à représenter la population canadienne.*/

%let bsw= ;   /* Préciser le nom du préfixe d'une variable de pondération utilisée
              pour la méthode bootstrap. */
%let R=1;     /* Dans le cas de l'ESCC, régler la moyenne bootstrap à la valeur 1.
              */
%let B=;      /* Préciser le nombre de sous-échantillons utilisés pour le
              bootstrap. Dans le cas de l'ESCC, le nombre maximum est de 500.*/

%let classes= ; /* Préciser le nom des variables de classement. */
%let Mfile= ;   /* Préciser le nom du fichier renfermant les rangées de données. */
%let bsamp=;    /* Préciser le nom du fichier renfermant les facteurs de
              pondération utilisés pour le bootstrap. */

%include «location_of_the_Macro\Macroe_v31.sas»; /* Préciser le répertoire et le
              nom du fichier renfermant le macro-programme. */

%ratio (numerator_var, denom_var);    /* Exécution du macro-programme */
%output;
```

EXEMPLE DE CALCUL DES ESTIMATIONS PONCTUELLES ET DES ESTIMATIONS DE VARIANCE LIÉES À LA VALEUR MOYENNE DE L'IES DES PERSONNES ATTEINTES OU NON DE DIABÈTE, SELON LE SEXE ET LE GROUPE D'ÂGE

Dans l'exemple qui suit, l'ensemble de données *HUI_data_with_bootstrap_weights* est un fichier fusionné qui contient les renseignements suivants sur chaque personne interrogée au cours des trois premiers cycles pour laquelle on dispose d'informations : les variables d'identification, l'IES, la présence ou l'absence de diabète, le groupe d'âge, le sexe ainsi que la région de résidence. En outre, pour chaque personne, l'ensemble de données renferme 500 facteurs de pondération utilisés pour la méthode bootstrap.

```
/* Préciser une variable indicatrice (dummy) devant servir de dénominateur pour le
calcul d'une estimation ponctuelle de la valeur moyenne de l'IES (variable mHUI)
et régler sa valeur à 1. Le recours à une variable indicatrice permet d'établir le
nombre d'observations pour chaque classe. */

data HUI_data_with_bootstrap_weights;
set HUI_data_with_bootstrap_weights;
denom_var=1;
run;


/* Il est nécessaire de trier les données en fonction des variables de
classification afin de pouvoir exécuter la procédure proc means et le macro-
programme %ratio. */

proc sort data= HUI_data_with_bootstrap_weights;
by DM_Status Sex AgeGroup;
run;

/* Exécuter la procédure proc means pour obtenir des estimations ponctuelles
pondérées de la valeur moyenne de l'IES, triées selon les variables DM_Status, Sex
et AgeGroup. Recourir à la variable de pondération des échantillons. Préciser le
nom du fichier de données de sortie. Porter attention à la taille d'échantillon des
cellules servant à produire les estimations. Ne pas utiliser les estimations si
cette taille est inférieure à 10. Le cas échéant, remplacer cette valeur par une
valeur plus appropriée, en fonction d'hypothèses pertinentes.*/

proc means data= HUI_data_with_bootstrap_weights mean;
format hui best12.;
var hui;
class DM_Status Sex AgeGroup;
weight FWGT;
output out=hui_ave_CCHS2000_2005 mean=hui;
run;


/* Lancer la procédure bootstrap au moyen du fichier de données d'entrée ayant
servi à exécuter la procédure proc means. */

%let ident=SAMPLEID PERSONID;
%let fwgt=fwgt;
%let bsw=bsw;
%let R=1;
%let B=500;
%let classes=DM_Status Sex AgeGroup;
%let Mfile= HUI_data_with_bootstrap_weights;
%let bsamp= HUI_data_with_bootstrap_weights;
%include "location_of_the_Macro \Macroe_v31.sas";
%ratio (hui, denom_var);
%output;
```

```
/* L'ensemble de données de sortie allrats renferme tous les types de ratios
possibles. Effacer les types de ratios qui ne seront pas utilisés plus tard,
renommer les variables et modifier leur type. */

data CCHS2000_2005_HUI_BST_DM;
set work.allrats(keep=n1 var1 var2 estimate rep_mod bs_var bs_cv DM_Status Sex
agegroup);
if agegroup="All" OR DM_Status="All" OR Sex="All" then delete;
rename estimate=hui bs_var=var_hui;
length Agegroup1 3;
Agegroup1=put(Agegroup,$8.);
drop agegroup;
rename Agegroup1=Agegroup;
hui_r=round(hui,0.001);
run;

/* Trier les données CCHS2000_2005_HUI_BST_DM en fonction des variables de
classement utilisées précédemment. Vérifier si les estimations ponctuelles
correspondent aux estimations de sortie hui_ave_CCHS2000_2005. Si les unes et les
autres s'avèrent identiques, on pourra conclure que le macro-programme a donné les
résultats prévus. Dans le cas contraire, vérifier le code SAS afin de déceler et de
corriger toute erreur.

Porter attention au coefficient de variation des estimations. Ne pas utiliser les
estimations si le coefficient de variation est supérieur à 33,3 (ce qui s'avère le
cas en général pour les groupes d'âge les plus jeunes des populations associées à
des maladies particulières). Poser des hypothèses pertinentes, puis affecter à la
variable mHUI la valeur corrigée pour la population en l'absence de maladie. */

proc sort data=CCHS2000_2005_HUI_BST_DM;
by DM_Status Sex AgeGroup;
run;

/* L'ESCC ne fournit aucune donnée relative aux trois premiers groupes d'âge. Il
est donc nécessaire de définir la valeur de l'IES pour ces trois groupes d'âge, en
fonction d'hypothèses pertinentes. À cette étape, on peut également substituer les
valeurs de la variable mHUI pour d'autres groupes d'âge, au besoin. */

data AgeGroups1to3;
INPUT AgeGroup Sex $ DM_Status $  hui_r;
```

```
cards;
 1 M 0   0.999
 1 F 0   0.999
 2 M 0   0.999
 2 F 0   0.999
 3 M 0   0.999
 3 F 0   0.999
 1 M 1   0.999
 1 F 1   0.999
 2 M 1   0.999
 2 F 1   0.999
 3 M 1   0.999
 3 F 1   0.999
;
run;

/* Créer un ensemble complet de données pour tous les groupes d'âge. */

data CCHS2000_2005_HUI_DM_complete;
length DM_Status Sex $1;
set CCHS2000_2005_HUI_BST_DM (keep=AgeGroup Sex DM_Status hui_r var_hui bs_cv)
AgeGroups1to3;
Area='CA';
if var_hui=. then var_hui=0;
if bs_cv=. then bs_cv=0;
run;

/* Trier les données. */

proc sort data=CCHS2000_2005_HUI_DM_complete;
by DM_Status Sex AgeGroup Area;
run;

/* L'ensemble de données mortality_population_data renferme des données de
mortalité et de population. L'exemple qui suit exploite des données de l'ESCC
relatives aux trois années les plus récentes pour lesquelles on dispose
d'informations. Ces données sont classées en fonction de la présence ou de
l'absence de diabète, du sexe et de dix-neuf groupes d'âge (moins de 1 an,
1 à 4 ans, 5 à 9 ans … 80 à 84 ans et 85 ans et plus). */

/* Trier l'ensemble de données en fonction des variables de classification
mentionnées précédemment. */

proc sort data= mortality_population_data;
by DM_Status Sex AgeGroup;
run;

/* Créer l'ensemble de données d'entrée servant au calcul de l'EVAS. Pour des
raisons pratiques, sauvegarder cet ensemble de données dans une bibliothèque
permanente. */
```

```
LIBNAME Data "directory_for_the permanent SAS library";


data Data.MortAgeSpecificHUI;
merge CCHS2000_2005_HUI_DM_complete mortality_population_data;
by DM_Status Sex Agegroup;
run;
```

TABLEAU H-1. Exemple d'un ensemble de données d'entrée servant au calcul de l'EVAS

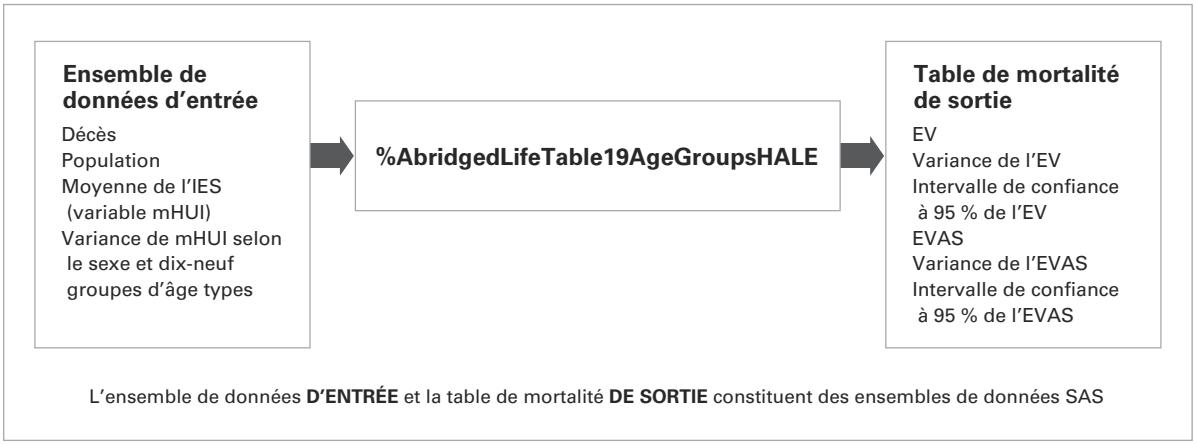
(MortAgeSpecificHUI)

DM_Status	Sex	Agegroup	Mortality	Population	var_hui	bs_cv	hui_r	Area
0	F	1	2437	490833	0	0	0,999	CA
0	F	2	303	1627096	0	0	0,999	CA
0	F	3	206	2187259	0	0	0,999	CA
…	…	…	…	…	…	…	…	CA
…	…	…	…	…	…	…	…	CA
0	F	18	31048	737398	0.000204	2,01	0,711	CA
0	F	19	78939	745682	0.000356	3,23	0,584	CA
0	M	1	2966	514756	0	0	0,999	CA
0	M	2	366	1705100	0	0	0,999	CA
0	M	3	260	2299751	0	0	0,999	CA
…	…	…	…	…	…	…	…	CA
…	…	…	…	…	…	…	…	CA
0	M	18	28833	459111	0,000268	2,22	0,739	CA
0	M	19	42966	342928	0,000996	4,94	0,639	CA
1	F	1	2437	490833	0	0	0,999	CA
1	F	2	1	1240	0	0	0,999	CA
1	F	3	0	4608	0	0	0,999	CA
…	…	…	…	…	…	…	…	CA
…	…	…	…	…	…	…	…	CA
1	F	18	12789	179072	0,001038	4,96	0,650	CA
1	F	19	20808	143637	0,00306	8,99	0,615	CA
1	M	1	2966	514756	0	0	0,999	CA
1	M	2	1	1511	0	0	0,999	CA
1	M	3	0	5366	0	0	0,999	CA
…	…	…	…	…	…	…	…	CA
…	…	…	…	…	…	…	…	CA
1	M	18	13796	142323	0,001571	6,45	0,615	CA
1	M	19	14455	82627	0,006886	15,33	0,541	CA

CALCUL DE L'EV ET DE L'EVAS

L'Agence de la santé publique du Canada a mis au point un macro-programme SAS sur mesure, nommé AbridgedLifeTable19AgeGroupsHALE, qui permet de calculer l'EV et l'EVAS ainsi que les variances et les intervalles de confiance à 95 %. L'exécution de cet macro-programme nécessite des données sur les décès, la population, la moyenne de l'IES (variable *mHUI*) et la variance de l'IES, réparties selon le sexe et selon dix-neuf groupes d'âge uniformisés (moins de 1 an, 1 à 4 ans, 5 à 9 ans … 80 à 84 ans et 85 ans et plus). Le macro-programme exploite la méthode de Chiang [1] pour calculer l'EV et la variance de l'EV ainsi que la méthode de Sullivan [7] pour calculer l'EVAS. Deux choix s'offrent pour le calcul de la variance de l'EVAS : la méthode de Bebbington [8] ou la méthode de Mathers [9]. La méthode de Bebbington ne considère que la variance de l'IES, et son utilisation s'avère efficace pour des populations présentant une grande taille d'échantillon. Pour des populations présentant une petite taille d'échantillon, la méthode de Mathers préconise un calcul fondé à la fois sur la variance de l'IES et sur la table de mortalité proprement dite.

FIGURE H-2. Diagramme de fonctionnement du calcul de l'EV et de l'EVAS



Exécution du macro-programme AbridgedLifeTable19AgeGroupsHALE

DÉFINITION DU MACRO-PROGRAMME

```
%MACRO AbridgedLifeTable19AgeGroupsHALE(
             input_mortality, /* Préciser le nom et l'emplacement des fichiers de
données d'entrée renfermant les données de population et de décès. */
            input_population,
             output_liftable, /* Préciser le nom et l'emplacement du fichier de
sortie. */
             chiang_ax=Chiang19ConstantsBySex,
             age_group=AgeGroup,
             sex=Sex,
             deaths=Mortality,     /* Préciser le nom de la variable désignant les
décès. */
             population=Population,/* Préciser le nom de la variable désignant la
population. */
             HUI=,                 /* Préciser le nom de la variable désignant
l'IES. */
```

```
var_hui=              /* Préciser le nom de la variable désignant la variance de
l'IES.*/
             varHALEmethod=,       /* Choisir la méthode de calcul de la
variance de l'EVAS. Inscrire « mather » pour choisir la méthode de Mathers ou
« bebbington » pour choisir la méthode de Bebbington. La méthode de Bebbington [8]
considère exclusivement la variance de l'IES tandis que la méthode de Mathers [9]
considère à la fois la variance de l'IES et la variance de la table de mortalité
proprement dite. Il est recommandé de choisir la méthode de Mathers lorsque la
taille de l'échantillon de la population sous-jacente est petite. */
            print=Y);
```

EXEMPLE D'EXÉCUTION DU MACRO-PROGRAMME

```
%INCLUDE "location_of_the_Macro\AbridgedLifeTable19AgeGroupsHALE.sas";
LIBNAME OUT "directory_to_save_the_output_file_in";

/* Stratifier les données de l'ensemble MortAgeSpecificHUI en fonction de la
variable DM_status. */

data MortAgeSpecificHUI_0;    /* Portant sur les personnes non atteintes de
diabète, le fichier de données d'entrée renferme des données relatives à la
mortalité, à la population et à la valeur moyenne de l'IES, réparties selon le
sexe et selon dix-neuf groupes d'âge. */
set Data.MortAgeSpecificHUI;
where DM_Status='0';
run;


%AbridgedLifeTable19AgeGroupsHALE(
        input_mortality=MortAgeSpecificHUI_0,
        input_population=MortAgeSpecificHUI_0,
        output_liftable=out.LifeTable_withoutDM,
        chiang_ax=Chiang19ConstantsBySex(WHERE=(Sex IN ('F','M'))),
         age_group=AgeGroup,
         sex=Sex,
         deaths=Mortality,
         population=Population,
        HUI=hui_r,
        var_hui=var_hui,
  varHALEmethod=bebbington, /* La méthode utilisée est celle de Bebbington. */
        print=Y);

data MortAgeSpecificHUI_1;   /* Portant sur les personnes atteintes de diabète,
le fichier de données d'entrée renferme des données relatives à la mortalité, à la
population et à la moyenne de l'IES, réparties selon le sexe et selon dix-neuf
groupes d'âge. */
set Data.MortAgeSpecificHUI;
where DM_Status='1';
run;
```

```
%AbridgedLifeTable19AgeGroupsHALE(
        input_mortality=MortAgeSpecificHUI_1,
        input_population=MortAgeSpecificHUI_1,
        output_liftable=out.LifeTable_withDM,
        chiang_ax=Chiang19ConstantsBySex(WHERE=(Sex IN ('F','M'))),
         age_group=AgeGroup,
         sex=Sex,
         deaths=Mortality,
         population=Population,
        HUI=hui_r,
        var_hui=var_hui,
         varHALEmethod=mather, /* La méthode utilisée est celle de Mathers. */
        print=Y);
```

TABLEAU H-2. Dictionnaire de données de sortie

NOM DE LA VARIABLE	DESCRIPTION
lx	Nombre de personnes vivantes à l'âge x_i
dx	Nombre de décès au cours de l'intervalle (x_i à x_{i+1})
AgeGroup	Groupe d'âge; le macro-programme considère dix-neuf groupes d'âge uniformisés (moins de 1 an, 1 à 4 ans, 5 à 9 ans … 80 à 84 ans et 85 ans et plus)
Sex	Homme ou femme
Mortality	Mortalité observée
Population	Population observée
hui	Indice de l'état de santé (IES)
var_hui	Variance de l'IES
qx	Probabilité de décès au cours de l'intervalle x_i à x_{i+1}
se_qx	Variance de la probabilité de décès au cours de l'intervalle (x_i à x_{i+1}) x 10^8
Tx	Nombre total d'années de vie vécues au delà de l'âge x_i
Txa	Nombre total ajusté d'années de vie vécues au delà de l'âge x_i
_Lx	Nombre d'années de vie vécues au cours de l'intervalle (x_i à x_{i+1})
_Lxa	Nombre ajusté d'années de vie vécues au cours de l'intervalle (x_i à x_{i+1})
ex	Espérance de vie (EV), en années
exa	Espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS), en années
diff_LE	Écart entre l'EV et l'EVAS, en années
var_ex	Variance de l'ES
LOWER_LE	Limite inférieure de l'intervalle de confiance de l'EV
UPPER_LE	Limite supérieure de l'intervalle de confiance de l'EV
low_diff_LE	* Écart entre l'estimation ponctuelle de l'EV et la limite inférieure de l'intervalle
upper_diff_LE	* Écart entre l'estimation ponctuelle de l'EV et la limite supérieure de l'intervalle
var_exa	Variance de l'EVAS
LOWER_HALE	Limite inférieure de l'intervalle de confiance de l'EVAS
UPPER_HALE	Limite supérieure de l'intervalle de confiance de l'EVAS
low_diff_HALE	* Écart entre l'estimation ponctuelle de l'EVAS et la limite inférieure de l'intervalle
upper_diff_HALE	* Écart entre l'estimation ponctuelle de l'EVAS et la limite supérieure de l'intervalle

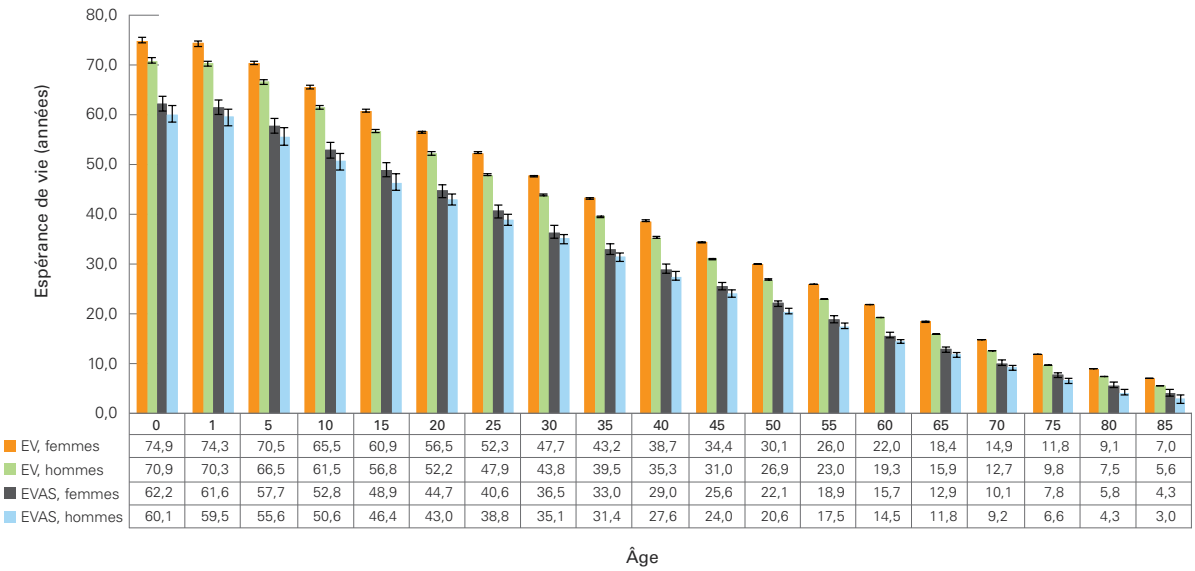
* Pourrait servir à définir l'intervalle de confiance dans Microsoft Excel.

TABLEAU H-3. Exemple de table de mortalité de sortie : table de mortalité des personnes ayant reçu un diagnostic de diabète sucré

lx	dx	AgeGroup	DM_Status	Sex	Mortality	Population	var_hui	hui_r	Qx	se_qx	Tx	Txa	_Lx	_Lxa	ex
100000	494,3674	1	1	F	2437	490833	0	0,999	0,004944	0,997911	7493276	6224159	99569,9	99470,33	74,93276
99505,63	320,3762	2	1	F	1	1240	0	0,999	0,00322	1033,295	7393706	6124689	397266,4	396869,2	74,3044
99185,26	0	3	1	F	0	4608	0	0,999	0	0	6996440	5727820	495926,3	495430,4	70,53911
…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…
…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…
48918,9	14912,45	18	1	F	12789	179072	0,001038	0,650	0,30484	505,1178	445720,9	281426,5	208804,6	135723	9,111424
34006,45	34006,45	19	1	F	20808	143637	0,00306	0,615	1	0	236916,2	145703,5	236916,2	145703,5	6,966802
100000	573,2556	1	1	M	2966	514756	0	0,999	0,005733	1,101612	7090558	6012604	99489,8	99390,31	70,90558
99426,74	262,8182	2	1	M	1	1511	0	0,999	0,002643	696,8749	6991068	5913214	397118,3	396721,1	70,31376
99163,93	0	3	1	M	0	5366	0	0,999	0	0	6593950	5516492	495819,6	495323,8	66,49545
…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…
…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…
37949,42	14805,19	18	1	M	13796	142323	0,001571	0,615	0,39013	672,8253	283160,4	164492,1	152734,1	93931,47	7,461521
23144,22	23144,22	19	1	M	14455	82627	0,006886	0,541	1	0	130426,3	70560,61	130426,3	70560,61	5,635371

exa	diff_LE	var_ex	LOWER_LE	UPPER_LE	low_diff_LE	upper_diff_LE	var_exa	LOWER_HALE	UPPER_HALE	low_diff_HALE	upper_diff_HALE
62,24159	12,69117	0,099895	74,31328331	75,55224275	0,619479719	0,619479719	0,608853	60,71222145	63,77095937	1,529368964	1,529368964
61,55118	12,75322	0,100833	73,6820191	74,92678247	0,622381689	0,622381689	0,61488	60,01425656	63,08809558	1,536919508	1,536919508
57,7487	12,79041	0,046218	70,1177461	70,96047891	0,421366406	0,421366406	0,584173	56,25064749	59,24675085	1,498051678	1,498051678
…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…
…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…
5,752919	3,358505	0,000443	9,070162517	9,15268528	0,041261381	0,041261381	0,090813	5,162267792	6,34357044	0,590651324	0,590651324
4,284583	2,682219	0	6,966802365	6,966802365	0	0	0,148506	3,529269041	5,039897869	0,755314414	0,755314414
60,12604	10,77954	0,074432	70,37084353	71,44030998	0,534733228	0,534733228	0,773617	58,40211013	61,84996623	1,723928054	1,723928054
59,47307	10,84069	0,075237	69,77614179	70,85137074	0,537614473	0,537614473	0,782524	57,73924386	61,20689162	1,73382388	1,73382388
55,63003	10,86542	0,042537	66,09120687	66,89968726	0,404240196	0,404240196	0,764995	53,91573712	57,34432625	1,714294565	1,714294565
…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…
…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…
4,334509	3,127012	0,000445	7,420160678	7,502881447	0,041360385	0,041360385	0,106883	3,693726505	4,975291302	0,640782398	0,640782398
3,048736	2,586635	0	5,635370653	5,635370653	0	0	0,218666	2,132204974	3,965266073	0,916530549	0,916530549

FIGURE H-3. Espérance de vie (EV) et espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS) pour les femmes et les hommes atteints de diabète, Canada (excluant le Québec, le Nunavut et les Territoires du Nord-Ouest), 2004 à 2006



	0	1	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70	75	80	85
EV, femmes	74,9	74,3	70,5	65,5	60,9	56,5	52,3	47,7	43,2	38,7	34,4	30,1	26,0	22,0	18,4	14,9	11,8	9,1	7,0
EV, hommes	70,9	70,3	66,5	61,5	56,8	52,2	47,9	43,8	39,5	35,3	31,0	26,9	23,0	19,3	15,9	12,7	9,8	7,5	5,6
EVAS, femmes	62,2	61,6	57,7	52,8	48,9	44,7	40,6	36,5	33,0	29,0	25,6	22,1	18,9	15,7	12,9	10,1	7,8	5,8	4,3
EVAS, hommes	60,1	59,5	55,6	50,6	46,4	43,0	38,8	35,1	31,4	27,6	24,0	20,6	17,5	14,5	11,8	9,2	6,6	4,3	3,0

SOURCES : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (Statistique Canada, 2000 à 2005) et fichiers de données liés au Système canadien de surveillance des maladies chroniques (Agence de la santé publique du Canada, 2004 à 2006).

Produit à l'aide de Microsoft Excel, ce diagramme repose sur la table de mortalité présentée ci-dessus. Le diagramme présente l'espérance de vie et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des personnes ayant reçu un diagnostic de diabète. Les variables *Low_diff* et *upper_diff* ont servi à la définition des intervalles de confiance relatifs à l'EV et à l'EVAS.

Références – Annexe H

1. Chiang, C.L. *The Life Table and its Applications*, Malabar (États-Unis), R.E. Krieger Publishing Company, 1984.
2. Rao, J.N.K., et C.F.J. Wu. « Resampling Inference with Complex Survey Data », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 83, n° 401 (mars 1988), p. 231-241.
3. Yeo, D., H. Mantel et T.P. Liu. « Boostrap Variance Estimation for the National Population Health Survey », *Proceedings of the Survey Research Methods Section*, American Statistical Association, 1999, p. 778-783.
4. Statistique Canada. Site de téléchargement du programme Bootvar (consulté le 5 juillet 2012). Sur Internet : http://www.statcan.gc.ca/rdc-cdr/bootvar_sas-fra.htm
5. SAS Institute. *SAS Procedures by Name*, SAS Institute Inc., (consulté le 15 novembre 2009). Sur Internet : http://support.sas.com/documentation/cdl/en/allprodsproc/61917/HTML/default/a003135046.htm
6. Thomas, S., et B. Wannell. « Combiner les cycles de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes », *Rapports sur la santé*, vol. 20, n° 1 (mars 2009), p. 59-65. Statistique Canada, n° 82-003-XPF au catalogue.
7. Sullivan, D.F. « A Single Index of Mortality and Morbidity », *HSMHA Health Reports*, vol. 86, n° 4 (avril 1971), p. 347-354.
8. Bebbington, A.C. « Espérance de vie sans incapacité mesurée d'après les enquêtes d'incapacité de l'OPCS », dans J.-M. Robine, M. Blanchet et J.E. Dowd, éd., *Espérance de santé*, Paris, Institut national de la santé et de la recherche médicale, 1992, p. 47-67.
9. Mathers, C. *Health Expectancies in Australia 1981 and 1988*, Canberra, Commonwealth of Australia. Australian Institute of Health, 1991.