



Le fardeau des cardiopathies ischémiques
et des tumeurs malignes au Québec et
dans les autres régions canadiennes

INSTITUT NATIONAL
DE SANTÉ PUBLIQUE
DU QUÉBEC

Québec 

Le fardeau des cardiopathies ischémiques et des tumeurs malignes au Québec et dans les autres régions canadiennes

Direction de la recherche, formation et développement

Juin 2009

AUTEURES

Karine Garneau, agente de planification, de programmation et de recherche
Direction de la recherche, formation et développement
Institut national de santé publique du Québec

Sylvie Martel, agente de planification, de programmation et de recherche
Direction de la recherche, formation et développement
Institut national de santé publique du Québec

SOUS LA COORDINATION DE

Robert Choinière, chef d'unité
Direction de la recherche, formation et développement
Institut national de santé publique du Québec

MISE EN PAGES

Hélène Fillion, agente administrative
Direction de la recherche, formation et développement
Institut national de santé publique du Québec

REMERCIEMENTS

Les auteurs souhaitent remercier les personnes suivantes de l'Institut national de santé publique du Québec pour leurs commentaires sur le texte : Carolyne Alix, Robert Choinière, Valérie Émond, Denis Hamel, Jérôme Martinez et Laurie Paquette. Nous aimerions particulièrement remercier Denis Hamel pour le traitement des données.

Ce document est disponible intégralement en format électronique (PDF) sur le site Web de l'Institut national de santé publique du Québec au : <http://www.inspq.qc.ca>.

Les reproductions à des fins d'étude privée ou de recherche sont autorisées en vertu de l'article 29 de la Loi sur le droit d'auteur. Toute autre utilisation doit faire l'objet d'une autorisation du gouvernement du Québec qui détient les droits exclusifs de propriété intellectuelle sur ce document. Cette autorisation peut être obtenue en formulant une demande au guichet central du Service de la gestion des droits d'auteur des Publications du Québec à l'aide d'un formulaire en ligne accessible à l'adresse suivante : <http://www.droitauteur.gouv.qc.ca/autorisation.php>, ou en écrivant un courriel à : droit.auteur@cspq.gouv.qc.ca.

Les données contenues dans le document peuvent être citées, à condition d'en mentionner la source.

DÉPÔT LÉGAL – 3^e TRIMESTRE 2009
BIBLIOTHÈQUE ET ARCHIVES NATIONALES DU QUÉBEC
BIBLIOTHÈQUE ET ARCHIVES CANADA
ISBN : 978-2-550-56387-7 (VERSION IMPRIMÉE)
ISBN : 978-2-550-56388-4 (PDF)

©Gouvernement du Québec (2009)

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX	III
LISTE DES GRAPHIQUES	V
LISTE DES ACRONYMES	VII
1 CONTEXTE	1
2 MÉTHODOLOGIE	3
2.1 Définition des régions canadiennes	3
2.2 Choix des maladies chroniques étudiées.....	3
2.3 Ajustement des taux et présentation des données selon le sexe	4
2.4 Calcul des espérances de vie	4
2.5 Calcul des espérances de vie ajustées en fonction de l'état de santé	5
2.5.1 Indice de l'état de santé fonctionnelle	5
2.5.2 Tables de mortalité.....	7
2.6 L'influence de la mortalité et de la morbidité	7
2.7 Limites.....	7
3 RÉSULTATS	9
3.1 Analyse de la situation actuelle.....	9
3.2 Analyse des gains	11
3.2.1 Ensemble des causes	11
3.2.2 Cardiopathies ischémiques	12
3.2.3 Tumeurs malignes.....	13
3.3 Contrôle de la mortalité et de la morbidité.....	15
4 DISCUSSION	17
5 CONCLUSION	19
RÉFÉRENCES	21
ANNEXE 1 EXCLUSION DES CAS CUMULANT LES DEUX MALADIES	25
ANNEXE 2 CALCULS DE L'ESPÉRANCE DE VIE EN L'ABSENCE D'UNE CAUSE ET DES INTERVALLES DE CONFIANCE POUR LES ESPÉRANCES DE VIE	29
ANNEXE 3 CALCULS DE L'ESPÉRANCE DE VIE AJUSTÉE EN FONCTION DE L'ÉTAT DE SANTÉ EN L'ABSENCE D'UNE MALADIE ET DES INTERVALLES DE CONFIANCE POUR LES ESPÉRANCES DE SANTÉ	35

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1	Codes de la CIM-10 et variables de l' <i>Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes 2000-2001</i> associées aux maladies chroniques retenues	4
Tableau 2	Indicateurs de mortalité pour la période 2000-2003, et de morbidité pour la période 2000-2001, pour l'ensemble des causes, les cardiopathies ischémiques et les tumeurs malignes, selon le sexe, Québec, régions canadiennes et ensemble du Canada.....	10
Tableau 3	Espérance de vie et espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé, totales, en l'absence de cardiopathies ischémiques et en l'absence de tumeurs malignes, à la naissance et à 65 ans, Québec, régions canadiennes et ensemble du Canada, pour la période 2000-2003	11

LISTE DES GRAPHIQUES

Graphique 1	Gains d'espérance de vie et d'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé en l'absence de cardiopathies ischémiques, à la naissance, Québec, régions canadiennes et ensemble du Canada, 2000-2003	12
Graphique 2	Proportion des gains en années vécues et en années vécues en santé chez les personnes âgées de 65 ans et plus à la suite de l'élimination des cardiopathies ischémiques, Québec, régions canadiennes et ensemble du Canada, 2000-2003	13
Graphique 3	Gains d'espérance de vie et d'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé en l'absence de tumeurs malignes, à la naissance, Québec, régions canadiennes et ensemble du Canada, 2000-2003	14
Graphique 4	Proportion des gains en années vécues et en années vécues en santé chez les personnes âgées de 65 ans et plus à la suite de l'élimination des tumeurs malignes, Québec, régions canadiennes et ensemble du Canada, 2000-2003	14
Graphique 5	Espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé à la naissance en l'absence de cardiopathies ischémiques sans contrôle, contrôlée pour la mortalité et la morbidité, selon les régions canadiennes, 2000-2003	16
Graphique 6	Espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé à la naissance en l'absence de tumeurs malignes sans contrôle, contrôlée pour la mortalité et la morbidité, selon les régions canadiennes, 2000-2003	16

LISTE DES ACRONYMES

CI	Cardiopathies ischémiques
CIM-10	<i>Classification statistique internationale des Maladies et des Problèmes de Santé connexes - Dixième Révision</i>
ENSP	Enquête nationale sur la santé de la population
ESCC	Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes
EV	Espérance de vie
EVAS	Espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé
IESF	Indice de l'état de santé fonctionnelle
INSPQ	Institut national de santé publique du Québec
ISQ	Institut de la statistique du Québec
MSSS	Ministère de la Santé et des Services sociaux
TM	Tumeurs malignes

1 CONTEXTE

Les cardiopathies ischémiques et les tumeurs malignes figurent parmi les principales causes de mortalité au Canada et dans les provinces canadiennes en 2000-2002 (Statistique Canada et Institut canadien d'information sur la santé, 2008). Au Québec, ces causes représentent respectivement 18,0 % et 33,4 % de l'ensemble des décès. Au cours de cette même période, le Québec se situe au second rang des dix provinces canadiennes pour les cardiopathies ischémiques, avec un taux ajusté de mortalité de 103 pour 100 000, et au huitième rang pour les tumeurs malignes, avec un taux ajusté de 195 pour 100 000 (Institut national de santé publique du Québec [INSPQ], 2008). C'est la Colombie-Britannique qui affiche les taux de mortalité les plus faibles au Canada pour ces deux causes.

Afin de mieux comprendre l'impact de certaines maladies chroniques sur la santé, dont les cardiopathies ischémiques et les tumeurs malignes, Martel et Choinière (2007) ont mesuré, au Québec, pour la période de 2000 à 2003, le fardeau associé à ces maladies à l'aide de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé en l'absence d'une maladie¹. Les résultats ont démontré que ce sont les cardiopathies ischémiques et des tumeurs malignes qui, lorsqu'éliminées, engendreraient les gains en années vécues et en années vécues en santé les plus importants au cours de la période étudiée. Nous ignorons cependant si les gains obtenus en éliminant ces deux maladies seraient plus importants au Québec qu'ailleurs au Canada puisqu'à notre connaissance, le fardeau relié aux cardiopathies ischémiques et aux tumeurs malignes n'a jamais été comparé entre les provinces.

Dans ce contexte, nous proposons d'estimer le fardeau relié aux cardiopathies ischémiques et aux tumeurs malignes au Québec et dans les autres régions canadiennes. Notre approche repose sur l'utilisation de deux indicateurs, l'espérance de vie et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé, calculés pour l'ensemble des causes et en l'absence de chacune de ces deux maladies. Ces deux indicateurs permettent d'examiner, sous l'angle de la durée de vie ainsi que de la qualité de vie, le rang qu'occupe chacune des régions canadiennes pour les cardiopathies ischémiques et les tumeurs malignes. Par ailleurs, les Québécois ont tendance à percevoir leur santé de façon plus positive que les Canadiens (INSPQ et ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec [MSSS] en collaboration avec l'Institut de la statistique du Québec [ISQ], 2006a; Dunstan, 2003; Bordeleau et Traoré, 2007). On peut donc se demander quel est l'impact réel de cette déclaration positive lorsque l'on compare les valeurs du Québec à celles des autres régions canadiennes à partir de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé. Cette perception plus positive pourrait-elle créer un biais affectant le positionnement du Québec au sein du Canada en ce qui concerne le fardeau de ces maladies? C'est également un des objectifs visés par cette étude.

¹ L'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé en l'absence d'une maladie permet d'examiner l'impact d'une maladie sur la durée de vie (composante mortalité) et sur la qualité de vie (composante morbidité) des personnes qui en sont atteintes. En comparaison, l'espérance de vie en l'absence d'une cause permet de tenir compte uniquement de l'effet qu'a cette cause sur la composante mortalité. De façon plus générale, nous utiliserons le terme « espérance de santé » pour désigner les indicateurs qui permettent de considérer à la fois les deux composantes.

Dans les sections qui suivent, nous décrivons les données et la méthodologie utilisées. Puis, nous présentons les résultats et les discutons en tenant compte des limites associées à la méthodologie retenue. Finalement, à partir des résultats obtenus, nous tentons de mieux comprendre la position du Québec, en ce qui concerne les cardiopathies ischémiques et les tumeurs malignes, en établissant des comparaisons avec les autres régions canadiennes.

2 MÉTHODOLOGIE

Nous utilisons l'espérance de vie (EV) et l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé (EVAS) pour décrire et comparer l'état de santé des Québécois et des Canadiens. Après avoir précisé les variables géographiques et les maladies chroniques retenues, nous présentons, dans cette section, la méthodologie associée à la construction des tables de mortalité pour l'EV et l'EVAS totales et en l'absence des maladies.

2.1 DÉFINITION DES RÉGIONS CANADIENNES

Afin de se conformer aux lignes directrices de Statistique Canada concernant le nombre de cas minimum requis pour produire une information de qualité dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) 2000-2001², nous avons choisi de présenter les résultats pour cinq régions canadiennes et l'ensemble du Canada. Les Territoires n'ont pas été retenus en raison de la taille de l'échantillon. Ainsi, l'ensemble du Canada, dans cette étude, correspond à la somme des cinq régions canadiennes sur lesquelles porteront les analyses : l'Atlantique, le Québec³, l'Ontario, les Prairies et la Colombie-Britannique. La région de l'Atlantique se compose des provinces de l'Île-du-Prince-Édouard, du Nouveau-Brunswick, de la Nouvelle-Écosse et de Terre-Neuve-et-Labrador. Quant aux provinces de l'Alberta, de la Saskatchewan et du Manitoba, elles ont été regroupées sous l'appellation des Prairies⁴.

2.2 CHOIX DES MALADIES CHRONIQUES ÉTUDIÉES

Dans cette étude, les maladies étudiées sont les cardiopathies ischémiques (CI) et les tumeurs malignes (TM). Lorsqu'elles sont considérées comme cause de mortalité, elles sont définies à partir de la *Classification statistique internationale des Maladies et des Problèmes de Santé connexes - Dixième Révision* (CIM-10) (OMS, 1993). En ce qui concerne la morbidité⁵ liée à ces maladies, elle est obtenue à partir de certaines variables de l'ESCC 2000-2001 qui sont présentées, avec les codes CIM, dans le tableau 1.

² Nous avons utilisé les données de l'ESCC 2000-2001 (cycle 1.1) puisque l'indicateur de santé retenu, l'indice de l'état de santé fonctionnelle (IESF), y est disponible pour les cinq régions canadiennes. Dans l'ESCC 2003, seules les données du Québec et des provinces de l'Atlantique sont disponibles alors que dans l'ESCC 2005, plusieurs cellules contiennent moins de 30 cas puisque l'IESF n'est disponible que pour un sous-échantillon.

³ Pour le Québec, l'ESCC 2000-2001 ne couvre pas les régions des Terres-Cries-de-la-Baie-James et du Nunavik.

⁴ Cette région est la seule présentant un taux de non-réponse partielle supérieur à 10 % et on le retrouve pour les cardiopathies ischémiques chez les hommes âgés de 75 ans et plus. La non-réponse partielle fait partie des biais potentiels liés aux enquêtes de santé. Ces biais peuvent affecter l'inférence statistique si les personnes qui n'ont pas répondu aux questions possèdent des caractéristiques différentes de celles qui ont répondu (ISQ et coll., 2007). Étant donné que la donnée est déjà ventilée par région, maladie, sexe et âge, il n'a pas été jugé nécessaire de faire une étude supplémentaire pour mieux connaître les caractéristiques des non-répondants.

⁵ Les répondants de l'ESCC 2000-2001 devaient indiquer leurs problèmes de santé de longue durée (état qui persiste ou devrait persister 6 mois ou plus) diagnostiqués par un professionnel de la santé (Statistique Canada, 2000-2001).

Tableau 1 Codes de la CIM-10 et variables de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes 2000-2001 associées aux maladies chroniques retenues

Maladies chroniques	Codes CIM-10	Variabes associées dans l'ESCC 2000-2001 ¹
Cardiopathies ischémiques	I20-25	Maladie cardiaque (CCCA_121)
Tumeurs malignes	C00-97	Cancer (CCCA_131)

1. Les variables de l'ESCC 2000-2001 identifiées dans le tableau couvrent l'ensemble des répondants, à l'exception de ceux des Territoires et de ceux qui déclarent souffrir à la fois de cardiopathies ischémiques et de tumeurs malignes (voir annexe 1).

Nous avons choisi de concentrer nos analyses sur les CI et les TM pour trois raisons. D'abord, l'étude de Martel et Choinière (2007) a révélé que l'élimination de chacune de ces maladies engendrait les gains les plus importants en termes d'années vécues et d'années vécues en santé au Québec. Puis, le Québec se situe à des positions diamétralement opposées par rapport aux autres régions canadiennes, pour l'une et l'autre de ces maladies. Enfin, le fait de ne retenir que deux maladies nous a permis d'éliminer les cas où ces deux maladies étaient rapportées par une même personne⁶ tout en gardant un nombre d'observations suffisamment grand pour réaliser nos analyses, ce qui n'aurait pu être fait si nous avions considéré un plus grand nombre de maladies.

2.3 AJUSTEMENT DES TAUX ET PRÉSENTATION DES DONNÉES SELON LE SEXE

Dans cette étude, nous présentons différents indicateurs de mortalité et de morbidité selon le sexe pour les régions canadiennes et le Canada. Pour permettre la comparaison des taux de mortalité et de prévalence entre les régions canadiennes, nous avons ajusté ces indicateurs en utilisant la population canadienne de 1991, sexes réunis, comme population de référence.

Par ailleurs, le tableau 2 est le seul qui met en évidence les différences de mortalité et de morbidité entre les femmes et les hommes. En effet, étant donné le grand nombre de croisements nécessaires à nos calculs (régions, maladies, sexes et âge), le nombre d'observations non pondérées obtenu est souvent inférieur à 30 cas, ce qui n'est pas suffisant pour assurer une inférence statistique robuste. Afin de pallier à ce problème, nous avons choisi de concentrer nos analyses sur les sexes réunis à l'échelle des régions canadiennes.

2.4 CALCUL DES ESPÉRANCES DE VIE

Pour le calcul des espérances de vie totales et en l'absence d'une cause, nous avons construit des tables de mortalité à partir des effectifs de décès, de naissances et de population et ce, pour chacune des régions canadiennes. Les décès totaux, les décès selon la cause et les naissances vivantes (nécessaires au calcul du taux de mortalité infantile) pour

⁶ Pour une explication détaillée concernant l'exclusion des individus présentant les deux pathologies étudiées, se référer à l'annexe 1.

la période de 2000 à 2003, sont tirés du site Internet de Statistique Canada (2008a). Les effectifs de population des années 2001 et 2002 ont également été extraits de ce site.

Une description de la méthode utilisée pour le calcul des tables de mortalité générale est disponible à l'annexe 8 du *Portrait de santé du Québec et de ses régions 2006 : les statistiques - Deuxième rapport national sur l'état de santé de la population* (INSPQ et coll., 2006b). Les tables de mortalité en l'absence d'une cause ont été construites de la même façon que les tables de mortalité générale en substituant les taux de mortalité générale par les taux de mortalité en l'absence d'une cause et ce, pour chaque groupe d'âge. Ces derniers sont obtenus en soustrayant, au numérateur de ces taux de mortalité, le nombre de décès dû à une cause spécifique du nombre total de décès, pour chacun des groupes d'âge. Pour le dernier groupe d'âge, celui des 90 ans et plus, les années vécues en l'absence d'une cause ont été calculées selon la méthode proposée par Péron et Strohmenger (1985), c'est-à-dire en multipliant les survivants en l'absence d'une cause à 90 ans par l'EV à 90 ans, toutes causes confondues. Les intervalles de confiance des EV totales et en l'absence d'une cause sont présentées afin de comparer la situation du Québec à celle des autres régions canadiennes⁷.

2.5 CALCUL DES ESPÉRANCES DE VIE AJUSTÉES EN FONCTION DE L'ÉTAT DE SANTÉ

Bien que plusieurs mesures permettent l'examen du fardeau associé aux CI et aux TM, nous avons retenu l'EVAS car cet indicateur constitue un indice global de l'état de santé fonctionnelle de la population. Alors que l'EV nous renseigne sur le nombre moyen d'années à vivre, l'EVAS nous fournit une information complémentaire, soit le nombre moyen d'années à vivre en santé. L'EVAS a par ailleurs été retenu dans la liste des indicateurs de la santé comparables du Canada et du Québec pour ses différents attributs dont sa disponibilité, sa comparabilité à l'échelle provinciale et sa pertinence (Santé Canada, 2006a; Statistique Canada, 2004).

Pour calculer l'EVAS, des données sur la mortalité, la morbidité et les institutions de santé sont nécessaires. Les données de mortalité sont celles employées dans le calcul de l'EV. Quant à la donnée de morbidité, l'indice de l'état de santé fonctionnelle (IESF), elle est obtenue à l'aide d'enquêtes de santé. Les données sur les personnes vivant en institution de santé⁸ proviennent du recensement de 2001 (Statistique Canada, 2007).

2.5.1 Indice de l'état de santé fonctionnelle

La mesure de l'état de santé a été estimée par le biais de l'indice de l'état de santé fonctionnelle (IESF). L'IESF est un indice composite construit à partir de questions portant sur huit attributs de l'état de santé fonctionnelle soit la vision, l'ouïe, l'élocution, la mobilité (capacité de se déplacer), la dextérité (usage des mains et des doigts), la cognition (mémoire et pensée), l'émotion (sentiments), ainsi que la douleur et les malaises (Statistique

⁷ Un exemple du calcul de l'EV en l'absence d'une cause, comprenant le détail de la méthodologie pour le calcul des intervalles de confiance des EV totales et en l'absence d'une cause, est présenté à l'annexe 2.

⁸ Les données en institution de santé comprennent les personnes en maisons de repos, les foyers pour personnes âgées, les hôpitaux généraux et ceux assurant les soins d'urgence, les autres hôpitaux et les établissements connexes ainsi que les établissements pour personnes ayant une incapacité.

Canada, 2003). En fonction des réponses portant sur ces huit attributs, chaque répondant se voit attribuer un score variant entre -0,360 et 1. La valeur « 1 » représente la santé parfaite et « 0 » la mort. Un IESF compris entre -0,360 et 0 reflète un état de santé pire que le décès (Statistique Canada, 2003). Différentes études ont vérifié la capacité de l'indice à traduire l'état de santé des individus. L'une d'entre elles, réalisée par Grootendorst *et al.* (2000), a permis de démontrer que le choix des dimensions de la santé retenues dans l'IESF reflète adéquatement l'état de santé dans la population générale.

Pour les personnes vivant en ménages privés, l'IESF⁹ a été tiré du fichier maître de données de l'ESCC 2000-2001¹⁰ (Statistique Canada, 2008b). Pour obtenir l'IESF des personnes vivant en institution de santé¹¹, nous avons eu recours à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1996-1997¹².

Dans notre étude, les valeurs moyennes de l'IESF en l'absence d'une maladie donnée ont été calculées pour les sexes réunis et certains groupes d'âge (0-14, 15-44, 45-64, 65-74 et 75 ans et plus) à partir de l'échantillon des personnes qui ont déclaré ne pas souffrir de la maladie dans l'ESCC de 2000-2001. Par ailleurs, étant donné que les répondants de l'ESCC sont âgés de 12 ans et plus et que les maladies chroniques sont moins présentes aux jeunes âges, nous attribuons une santé parfaite, c'est-à-dire un IESF égal à 1, aux personnes de moins de 15 ans et ce, peu importe la maladie étudiée.

Idéalement, le calcul de l'IESF des personnes souffrant de CI aurait dû porter sur les personnes souffrant seulement de CI et exclure celles atteintes à la fois de CI et d'autres conditions morbides. Il en aurait été de même pour le calcul de l'IESF des personnes souffrant de TM. Cela n'était pas possible en raison du trop petit nombre d'observations qui en aurait découlé. Néanmoins, nous avons exclu les personnes ayant déclaré souffrir à la fois de CI et de TM afin d'éliminer l'effet potentiel de l'interaction de ces deux maladies sur l'IESF. Ainsi, bien que les personnes souffrant de CI ou de TM puissent souffrir d'autres conditions morbides pouvant affecter leur état de santé fonctionnelle, les IESF calculés ne sont affectés par aucune interaction entre les CI ou les TM.

⁹ La variable utilisée est « HUIADHSI ».

¹⁰ L'ESCC est une enquête canadienne qui recueille des estimations transversales sur la santé de la population canadienne âgée de 12 ans et plus. Cette enquête ne couvre pas les habitants des réserves indiennes, des terres de la Couronne et de certaines régions éloignées, de même que les membres des Forces armées canadiennes et les personnes vivant en institution.

¹¹ La variable utilisée est « HSC6DHSI ».

¹² Plus particulièrement, nous avons utilisé le volet « résidents des établissements » (cycle 2) de cette enquête. Ce volet porte sur les résidents d'établissements de soins de longue durée.

2.5.2 Tables de mortalité

Les espérances de santé produites à partir de données d'enquêtes transversales sont calculées en fonction de la méthode de Sullivan (Sullivan, 1971) qui permet de répartir les années de vie dans différents état de santé en appliquant l'IESF aux années vécues de la table de mortalité usuelle. Dans cette étude, l'EVAS a été calculée selon la méthode de Sullivan modifiée, décrite à l'annexe 10 du *Portrait de santé du Québec et de ses régions 2006 : les statistiques - Deuxième rapport national sur l'état de santé de la population* (INSPQ et coll., 2006b). Pour le calcul de l'EVAS en l'absence d'une maladie donnée, nous avons utilisé l'IESF total en l'absence de cette maladie et les tables de mortalité en l'absence de la même maladie. Les EVAS totales et en l'absence de la maladie étudiée sont accompagnées d'intervalles de confiance¹³.

2.6 L'INFLUENCE DE LA MORTALITÉ ET DE LA MORBIDITÉ

Le classement des régions canadiennes pour les EVAS en l'absence de maladies peut être influencé par les composantes de mortalité et de morbidité que nécessite son calcul. Des indicateurs de mortalité telle que l'espérance de vie montrait jusqu'à tout récemment que l'EV des Québécois était moins élevée que l'EV des Canadiens (INSPQ, 2008). Du côté des indicateurs de morbidité, tels que l'IESF, les taux d'incapacité et d'autres indicateurs de l'état de santé perçue indiquent quant à eux que les Québécois souffrent moins de problèmes de santé que leurs homologues canadiens (Garneau, 2009; INSPQ, 2008; Bordeleau et Traoré, 2007; Dunstan, 2003). Afin d'observer l'influence de ces composantes sur le classement des régions, nous avons recalculé des EVAS en l'absence de maladies en remplaçant successivement la mortalité et la morbidité de chacune des régions canadiennes par celle du Canada dans son ensemble¹⁴. Ainsi, pour contrôler la mortalité, nous avons remplacé les taux de mortalité de chacune des régions par ceux du Canada et pour contrôler la morbidité, nous avons remplacé l'IESF moyen total de chacune des régions par l'IESF moyen total du Canada. Ces résultats nous permettront de mieux estimer l'effet spécifique des composantes de mortalité et de morbidité dans le calcul de l'EVAS en l'absence de CI ou de TM.

2.7 LIMITES

Bien que ces travaux ouvrent de nouvelles perspectives pour l'étude des maladies, ils présentent certaines limites liées aux concepts de santé retenus, aux sources de données et aux méthodes de calcul. Tout d'abord, mesurer un état de santé à partir de réponses rapportées par des personnes interviewées dans le cadre d'une enquête de santé revêt un caractère subjectif car les réponses peuvent être influencées par les caractéristiques du répondant et de son milieu (socio-économique, culturel, environnemental, etc.) (Buratta et Egidi, 2003). L'IESF ne fait pas exception à cette règle comme le démontre Wolfson (1996) qui souligne que lorsque les questions relatives à l'indice sont posées dans un contexte

¹³ Pour plus de détails sur le calcul de l'IESF total en l'absence d'une maladie, de l'EVAS en l'absence d'une maladie et des intervalles de confiance des EVAS totales et en l'absence d'une maladie, consulter l'annexe 3 à la fin de ce document.

¹⁴ Cette forme de standardisation a été réalisée pour la première fois dans le cadre d'un mémoire de maîtrise (Garneau, 2009).

hypothétique d'injection de fond public, les préférences des individus sont modifiées. Il souligne également que les personnes qui ont déjà souffert de problèmes de santé font une déclaration différente à propos de leur état de santé.

Par ailleurs, pour pallier l'absence de données, nous avons dû formuler quelques hypothèses. Nous avons d'abord attribué une santé parfaite aux enfants de 0 à 14 ans, car nous ne disposons pas des données avant l'âge de 12 ans. Cette hypothèse sous-estime les problèmes de santé chez les jeunes. Puis, nous avons utilisé l'ENSP 1996-1997 pour obtenir l'IESF des personnes en institution de santé puisque l'ESCC ne s'adresse pas à ces personnes. Pour notre étude, l'utilisation d'un IESF valide nécessitait que l'on utilise les données pour l'ensemble du Canada sans égard à la maladie. Dans ce contexte, les valeurs utilisées pour l'IESF ne sont pas récentes et ne diffèrent pas d'une région à l'autre ni d'une maladie à l'autre. Finalement, nos tables de mortalité « s'appuient sur l'hypothèse que l'élimination des taux de mortalité et de morbidité associés à la maladie n'a aucun effet sur le risque de contracter une autre maladie » (Millar et Hill, 1995).

3 RÉSULTATS

3.1 ANALYSE DE LA SITUATION ACTUELLE

Les cardiopathies ischémiques (CI) et les tumeurs malignes (TM) influencent différemment l'état de santé de la population canadienne comme le montre le tableau 2. Les taux ajustés de mortalité par TM sont près de deux fois plus élevés que ceux par CI et ce, indépendamment de la région et du sexe. Au Québec, pour la période 2000-2003, ces taux sont respectivement de 194,6 et de 102,2 pour 100 000 pour les sexes réunis. On remarque également que les taux ajustés enregistrés chez les hommes sont plus élevés que ceux des femmes pour ces deux causes de décès. Les comparaisons régionales, sexes réunis, montrent que l'Atlantique enregistre les taux les plus élevés et la Colombie-Britannique, les taux les plus faibles et ce, pour les deux causes. Le Québec se positionne favorablement par rapport à la moyenne canadienne en ce qui a trait aux CI et défavorablement pour les TM.

La morbidité associée aux maladies étudiées est représentée dans le tableau 2 par les taux de prévalence ajustée et par l'IESF moyen de la population, pour l'ensemble des causes, puis en présence des maladies retenues. Contrairement à ce qui est observé pour la mortalité, on constate que la prévalence des CI est plus élevée que celle des TM, dans toutes les régions canadiennes; les taux ajustés varient de 3,8 % dans les Prairies à 5,6 % en Atlantique pour les cardiopathies ischémiques et de 1,0 % au Québec à 1,6 % dans les Prairies pour les tumeurs malignes, pour les sexes réunis. Au Québec, ces taux sont respectivement de 4,8 % et de 1,0 %. Des différences entre les sexes sont observables pour les cardiopathies ischémiques où les femmes affichent des taux plus faibles que ceux des hommes, alors que les taux ajustés de prévalence des TM sont semblables.

Nous avons eu recours à un second indicateur, l'IESF, pour témoigner des répercussions des maladies retenues sur la santé fonctionnelle des individus. L'IESF est un indice composite qui traduit globalement la perception que les individus ont de leur santé physique et psychologique. Le tableau 2 présente l'IESF moyen de l'ensemble de la population ainsi que l'IESF des personnes atteintes de CI et de TM. On peut constater que la maladie affecte négativement la perception de l'état de santé fonctionnelle puisqu'en présence de celle-ci, l'IESF diminue et passe sous le seuil de 0,8, en-dessous duquel on considère qu'une personne a des problèmes de santé fonctionnelle modérés ou sérieux (INSPQ et coll., 2006b). Le Québec se démarque par un IESF moyen plus élevé qu'ailleurs au Canada, soit 0,8877 chez les femmes et 0,9035 chez les hommes au Québec et respectivement de 0,8675 et 0,8855 dans l'ensemble du Canada. En présence des maladies, la tendance est la même : l'IESF du Québec est plus élevé que dans les autres régions. À l'opposé, la région des Prairies affiche l'IESF le moins élevé. On remarque également qu'en général, l'IESF des personnes atteintes de CI tend à être plus faible que celui des personnes atteintes de TM. Au Québec, ces IESF sont respectivement de 0,7798 et 0,7907.

L'IESF est la principale composante de morbidité que l'on intègre aux calculs de l'EVAS. Compte tenu du faible nombre d'observations¹⁵ dans certaines régions, selon les maladies retenues, le sexe et l'âge, nous avons choisi de présenter les EVAS pour les sexes réunis. Bien que ce choix masque les différences de morbidité entre les femmes et les hommes, il augmente la puissance statistique et la robustesse des résultats.

Tableau 2 Indicateurs de mortalité pour la période 2000-2003, et de morbidité^{1,2} pour la période 2000-2001, pour l'ensemble des causes, les cardiopathies ischémiques et les tumeurs malignes, selon le sexe, Québec, régions canadiennes et ensemble du Canada

Région canadienne	Taux ajusté de mortalité ³ (pour 100 000)			Prévalence ajustée ³ (%)		IESF moyen		
	Ensemble des causes	Cardiopathies ischémiques	Tumeurs malignes	Cardiopathies ischémiques	Tumeurs malignes	De la population	En présence de cardiopathies ischémiques	En présence de tumeurs malignes
Femmes								
Atlantique	524,9	83,1	158,3	4,9	1,4	0,8650	0,7260	0,7489
Québec	488,3	72,0	156,4	4,0	1,2	0,8877	0,7470	0,7966
Ontario	489,5	84,6	149,2	4,5	1,7	0,8597	0,6707	0,7574
Prairies	492,2	78,6	145,2	3,4	1,7	0,8630	0,6764	0,7264
Colombie-Britannique	454,8	64,1	137,3	3,4	1,5	0,8599	0,6915	0,7686
Canada	487,8	77,6	149,5	4,1	1,5	0,8675	0,6977	0,7604
Hommes								
Atlantique	840,6	167,0	247,2	6,4	n.d.	0,8775	0,7520	0,7238
Québec	799,6	144,3	253,9	5,8	n.d.	0,9035	0,8066	0,7822
Ontario	741,1	159,5	216,0	5,4	1,4	0,8800	0,7421	0,7735
Prairies	770,0	161,5	209,6	4,3	1,6	0,8790	0,7290	0,7497
Colombie-Britannique	687,2	128,8	188,7	4,6	1,6	0,8810	0,7341	0,7751
Canada	759,7	152,4	222,5	5,3	1,4	0,8855	0,7580	0,7670
Sexes réunis								
Atlantique	660,3	119,7	194,8	5,6	1,3	0,8711	0,7397	0,7378
Québec	616,6	102,2	194,6	4,8	1,0	0,8954	0,7798	0,7907
Ontario	597,3	117,0	176,3	4,9	1,5	0,8696	0,7064	0,7641
Prairies	613,6	115,2	171,6	3,8	1,6	0,8709	0,7039	0,7372
Colombie-Britannique	558,1	92,5	158,8	4,0	1,5	0,8702	0,7145	0,7718
Canada	604,3	109,9	179,2	4,7	1,4	0,8763	0,7293	0,7633

1. La prévalence et les données sur l'IESF concernent les personnes âgées de 15 ans et plus vivant en ménages privés, excluant celles des Territoires et celles qui souffrent à la fois de tumeurs malignes et de cardiopathies ischémiques.
 2. L'IESF moyen en présence de tumeurs malignes est l'IESF de la population qui souffre de cette maladie, peu importe si elle souffre ou non d'une autre maladie, excluant les cardiopathies ischémiques. Il en va de même pour l'IESF moyen en présence de cardiopathies ischémiques, en excluant cette fois les tumeurs malignes.
 3. Pour faciliter la comparaison des régions canadiennes, nous avons standardisé les taux de mortalité et de prévalence en utilisant la population du Canada, sexes réunis, en 1991 comme population de référence.
- n.d. Les prévalences ajustées pour les régions de l'Atlantique et du Québec, chez les hommes, ne sont pas disponibles en raison du faible nombre d'observations pour certains groupes d'âge.

¹⁵ Un faible nombre d'observations dans l'ESCC correspond à moins de 30 cas.

3.2 ANALYSE DES GAINS

Dans cette section, nous examinons l'impact des cardiopathies ischémiques et des tumeurs malignes sur les EV et les EVAS des régions canadiennes. Le tableau 3 présente les résultats de l'EV et de l'EVAS à la naissance et à 65 ans pour chacune des régions canadiennes pour la période de 2000 à 2003, pour l'ensemble des causes et en l'absence des CI et des TM.

Tableau 3 **Espérance de vie et espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé, totales, en l'absence de cardiopathies ischémiques et en l'absence de tumeurs malignes, à la naissance et à 65 ans, Québec, régions canadiennes et ensemble du Canada, pour la période 2000-2003**

Région canadienne		Totale	Intervalle de confiance à 95%		En l'absence de CI	Intervalle de confiance à 95%		En l'absence de TM	Intervalle de confiance à 95%		
		Valeur	Inf.	Sup.	Valeur	Inf.	Sup.	Valeur	Inf.	Sup.	
Espérance de vie											
Naissance	Atlantique	78,7	78,6	78,8	80,5	80,4	80,6	82,4	82,3	82,5	
	Québec	79,4	79,4	79,5	81,0	81,0	81,1	83,3	83,3	83,4	
	Ontario	79,8	79,8	79,9	81,7	81,6	81,7	83,4	83,3	83,4	
	Prairies	79,2	79,1	79,3	81,1	81,0	81,1	82,6	82,6	82,7	
	Colombie-Britannique	80,5	80,4	80,6	82,0	82,0	82,1	83,9	83,8	83,9	
	Canada	79,6	79,6	79,6	81,4	81,3	81,4	83,2	83,2	83,3	
65 ans	Atlantique	18,1	18,1	18,2	19,6	19,6	19,7	20,6	20,6	20,7	
	Québec	18,8	18,8	18,8	20,2	20,1	20,2	21,4	21,4	21,5	
	Ontario	19,0	18,9	19,0	20,6	20,5	20,6	21,4	21,4	21,4	
	Prairies	19,1	19,0	19,1	20,6	20,6	20,7	21,4	21,4	21,5	
	Colombie-Britannique	19,7	19,6	19,7	21,0	21,0	21,1	22,0	22,0	22,1	
	Canada	19,0	19,0	19,0	20,5	20,4	20,5	21,4	21,4	21,4	
Espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé											
Naissance	Atlantique	69,3	68,8	69,9	71,1	70,5	71,7	72,2	71,6	72,8	
	Québec	71,3	71,1	71,5	72,9	72,6	73,1	74,4	74,1	74,6	
	Ontario	69,9	69,7	70,1	71,8	71,5	72,0	72,5	72,3	72,8	
	Prairies	69,4	68,9	69,8	71,1	70,7	71,6	72,0	71,5	72,4	
	Colombie-Britannique	70,6	70,3	70,8	72,1	71,8	72,4	73,1	72,8	73,4	
	Canada	70,2	70,1	70,3	71,9	71,8	72,0	72,9	72,8	73,1	
65 ans	Atlantique	13,7	13,4	14,1	15,2	14,7	15,7	15,6	15,2	16,1	
	Québec	14,7	14,5	14,9	15,9	15,7	16,2	16,7	16,4	16,9	
	Ontario	14,1	13,9	14,2	15,6	15,4	15,8	15,8	15,5	16,0	
	Prairies	14,1	13,8	14,4	15,5	15,2	15,9	15,8	15,4	16,2	
	Colombie-Britannique	14,8	14,5	15,0	16,1	15,8	16,4	16,4	16,2	16,7	
	Canada	14,3	14,2	14,4	15,7	15,6	15,8	16,1	16,0	16,2	

3.2.1 Ensemble des causes

Au cours de la période étudiée, l'EV à la naissance au Québec atteint 79,4 ans pour les sexes réunis. Cette valeur est légèrement en-deçà de la moyenne canadienne établie à 79,6 ans et se situe au troisième rang après la Colombie-Britannique et l'Ontario. À 65 ans, les Québécois enregistrent une EV de 18,8 ans et les Canadiens de 19,0 ans. Seule la région de l'Atlantique affiche une EV moins élevée que le Québec à cet âge.

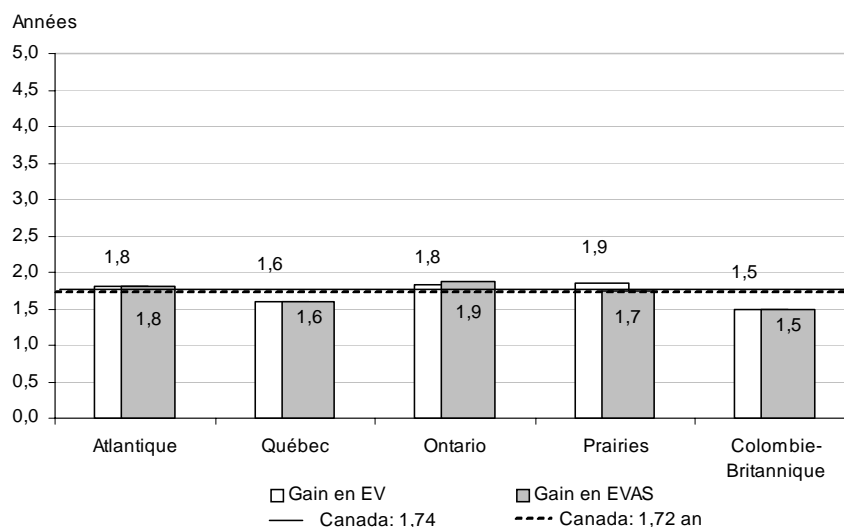
Pour l'EVAS, le Québec occupe le premier rang au Canada avec une valeur de 71,3 ans à la naissance alors que dans les autres régions canadiennes, l'indicateur oscille entre 70,6 ans

en Colombie-Britannique et 69,3 ans en Atlantique. À 65 ans, les EVAS enregistrées en Colombie-Britannique et au Québec se démarquent avec respectivement 14,8 ans et 14,7 ans. Pour le Canada dans son ensemble, les EVAS à la naissance et à 65 ans sont respectivement de 70,2 ans et de 14,3 ans.

3.2.2 Cardiopathies ischémiques

Comme le montrent le tableau 3 et le graphique 1, l'élimination des CI engendre une hausse de l'EV dans les régions canadiennes qui varie entre 1,5 an en Colombie-Britannique et 1,9 an dans les Prairies. Au Québec, un gain de 1,6 an mène l'EV en l'absence de CI à la naissance à une valeur de 81,0 ans, ce qui le positionne au troisième rang parmi les régions canadiennes avec les Prairies. La région de l'Atlantique (80,5 ans) enregistre la valeur la plus faible d'EV à la naissance en l'absence de CI et la Colombie-Britannique (82,0 ans), la valeur la plus élevée. À 65 ans, l'EV en l'absence de CI atteint 20,2 ans au Québec. Cette valeur n'est supérieure qu'à celle de l'Atlantique.

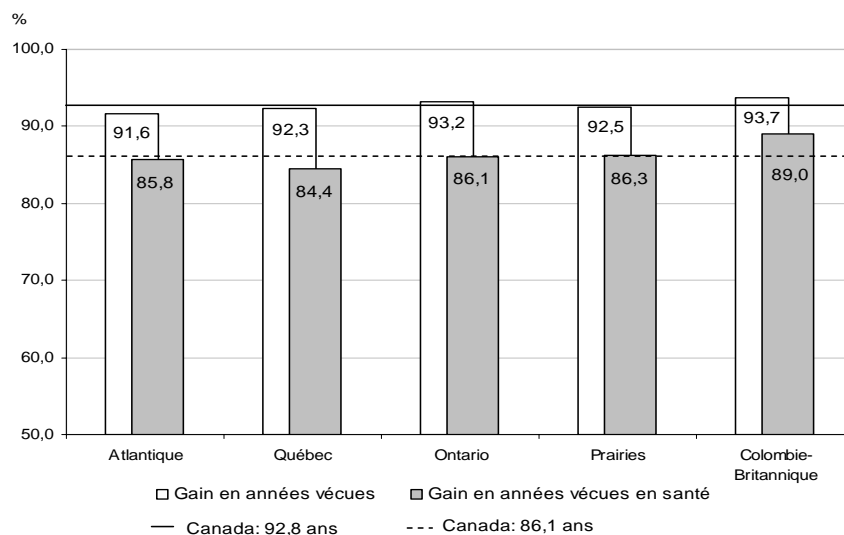
Graphique 1 Gains d'espérance de vie et d'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé en l'absence de cardiopathies ischémiques, à la naissance, Québec, régions canadiennes et ensemble du Canada, 2000-2003



En l'absence de CI, l'EVAS augmente de 1,6 an au Québec pour atteindre 72,9 ans à la naissance. Le Québec obtient donc l'EVAS la plus élevée en absence de CI parmi les régions canadiennes, même s'il n'enregistre pas le gain le plus élevé. Ailleurs au Canada, les gains obtenus à la suite de l'élimination des cardiopathies ischémiques oscillent entre 1,5 an en Colombie-Britannique et 1,9 an en Ontario. À 65 ans, l'EVAS québécoise est de 15,9 ans et ne se distingue pas de la moyenne canadienne.

Nous présentons, dans le graphique 2, la proportion des gains en années vécues et en années vécues en santé réalisés à 65 ans et plus par rapport aux gains réalisés à la naissance. On constate que plus de 80 % des gains en années vécues en santé sont réalisés à 65 ans et plus et cette proportion s'élève à 90 % pour les années vécues. Les données du Québec sont comparables à celles des autres régions canadiennes avec des proportions de 84,4 % de gains en années vécues en santé et de 92,3 % de gains en années vécues.

Graphique 2 Proportion des gains en années vécues et en années vécues en santé chez les personnes âgées de 65 ans et plus à la suite de l'élimination des cardiopathies ischémiques, Québec, régions canadiennes et ensemble du Canada, 2000-2003

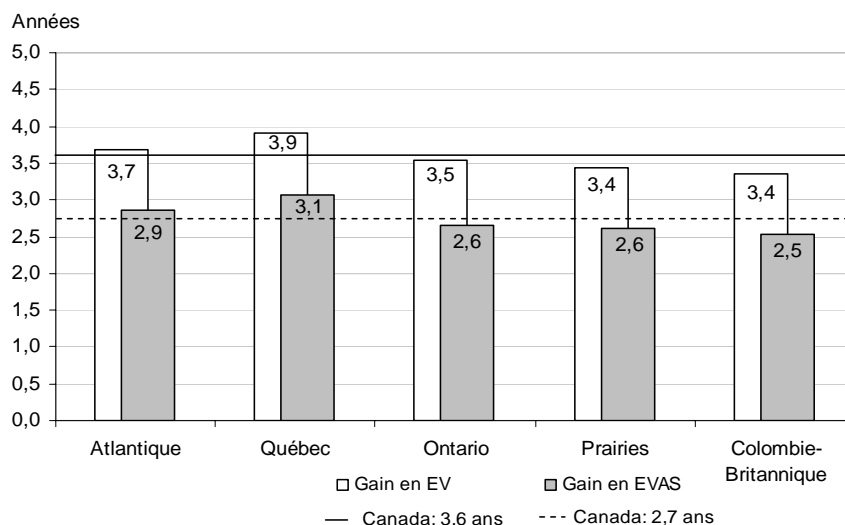


3.2.3 Tumeurs malignes

Du côté des TM (tableau 3 et graphique 3), c'est le Québec qui bénéficierait le plus de l'élimination des décès liés à cette cause avec des gains d'EV de 3,9 ans comparativement à des gains variant entre 3,4 ans et 3,7 ans dans les autres régions canadiennes. L'EV québécoise en l'absence de tumeurs malignes (83,3 ans) se situe au deuxième rang des régions canadiennes avec l'Ontario et ne se distingue pas de la moyenne canadienne. La valeur la plus élevée se retrouve en Colombie-Britannique avec 83,9 ans. À 65 ans, l'EV en l'absence de TM au Québec et au Canada atteint 21,4 ans.

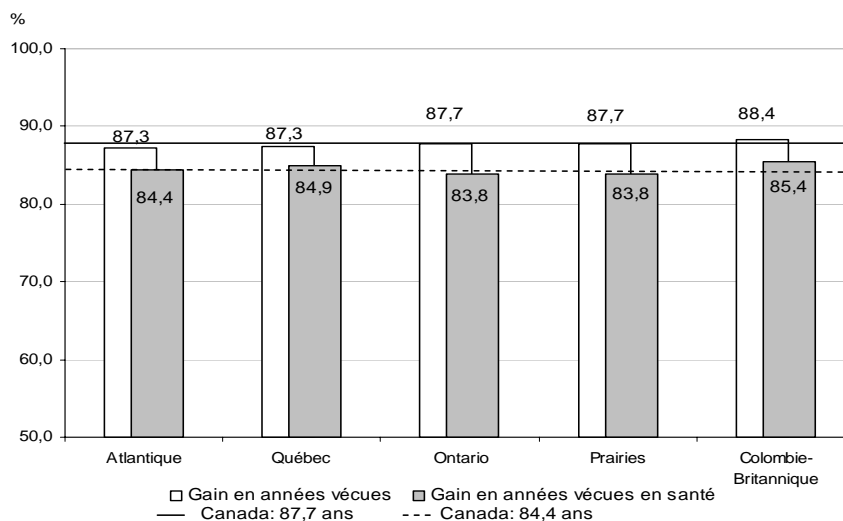
L'élimination des tumeurs malignes entraîne une augmentation des EVAS, de 2,5 ans en Colombie-Britannique et de 3,1 ans au Québec, ce qui constitue le gain le plus élevé parmi les régions canadiennes. Ces gains n'affectent pas la position du Québec qui demeure au premier rang des régions canadiennes avec une EVAS en l'absence de TM de 74,4 ans. À 65 ans, l'EVAS québécoise demeure supérieure à la moyenne canadienne avec 16,7 ans.

Graphique 3 Gains d'espérance de vie et d'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé en l'absence de tumeurs malignes, à la naissance, Québec, régions canadiennes et ensemble du Canada, 2000-2003



Finalement, le graphique 4 nous indique que plus de 80 % des gains en années vécues et en années vécues en santé en l'absence des tumeurs malignes, se produisent à 65 ans et plus et ce, dans toutes les régions canadiennes. Au Québec, ce sont 87,3 % des gains en années de vie et 84,9 % des gains en années de vie en santé qui surviennent dans ce groupe d'âge.

Graphique 4 Proportion des gains en années vécues et en années vécues en santé chez les personnes âgées de 65 ans et plus à la suite de l'élimination des tumeurs malignes, Québec, régions canadiennes et ensemble du Canada, 2000-2003



3.3 CONTRÔLE DE LA MORTALITÉ ET DE LA MORBIDITÉ

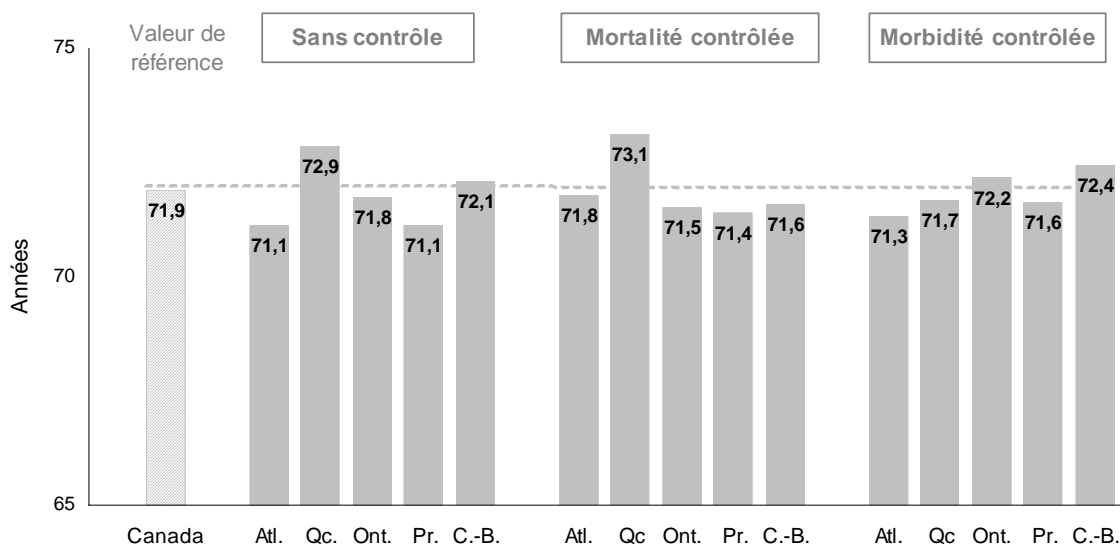
Les graphiques 5 et 6 présentent respectivement l'EVAS en l'absence de cardiopathies ischémiques et de tumeurs malignes pour le Québec et les régions canadiennes, ainsi que les valeurs de ces EVAS lorsqu'elles sont contrôlées pour la mortalité puis, pour la morbidité. Rappelons que ce contrôle permet d'identifier l'influence spécifique des composantes de morbidité et mortalité sur les estimations de l'EVAS et sur le classement régional de cet indicateur. Les espérances de vie et les HUI moyens utilisés pour ce contrôle sont ceux du Canada. Ce dernier est donc présenté dans les graphiques 5 et 6 à titre de valeur de référence.

Le graphique 5 montre que lorsqu'aucun contrôle n'est appliqué, l'EVAS en l'absence de cardiopathies ischémiques du Québec (72,9 ans) est au premier rang suivi de celle de la Colombie-Britannique (72,1 ans). En annulant l'effet de la mortalité sur l'EVAS on voit nettement les différences de morbidité entre les régions. Le Québec se distingue en affichant une valeur de 73,1 ans alors que les autres régions montrent des valeurs d'EVAS en l'absence de CI similaires, oscillant entre 71,4 ans dans les Prairies et 71,8 ans en Atlantique. Lorsque l'on contrôle pour la morbidité, l'EVAS du Québec (71,7 ans) recule au troisième rang, devancé par la Colombie-Britannique (72,4 ans) et l'Ontario (72,2 ans).

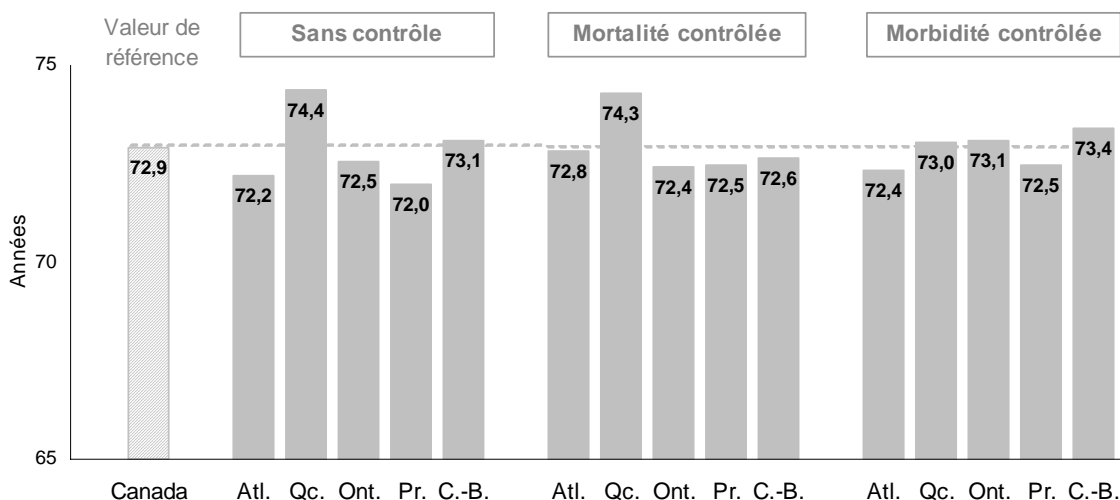
Le graphique 6 présente les valeurs pour l'EVAS en l'absence de tumeurs malignes et indique la même tendance que celui des cardiopathies ischémiques. Lorsqu'il n'y a pas de contrôle et lors du contrôle pour la mortalité, le Québec se situe au premier rang alors que le contrôle pour la morbidité fait passer l'EVAS en l'absence de TM du Québec du premier au troisième rang (74,4 ans à 73,0 ans). Comme on peut l'observer, les écarts régionaux d'EVAS entre le Québec et les autres régions sont ici aussi en partie causés par les différences de morbidité.

En somme, les valeurs de l'EVAS sont influencées par les composantes de mortalité et de morbidité introduites dans les calculs. Lorsque les valeurs de l'EVAS en l'absence de TM et de CI du Québec sont comparées à celles des autres régions canadiennes, on note distinctement que la morbidité plus faible au Québec influence à la hausse le classement de l'EVAS. Plusieurs sources de données montrent en effet que la prévalence des incapacités et de certains problèmes de santé sont moins élevés au Québec que dans les autres régions canadiennes (Dunstan, 2006; Shields et Tremblay; 2002). Cet écart est également tangible lorsque l'on examine un indicateur de l'état de santé générale de la population tel que le HUI moyen utilisé dans cette analyse. Aucune étude ne permet cependant de déterminer si les Québécois sont réellement en meilleure santé ou s'il s'agit plutôt de la façon dont ils déclarent leur état de santé. Toutefois, cette situation affecte les comparaisons régionales d'espérances de santé comme le rapporte différents auteurs qui ont observé le même phénomène à partir des espérances de vie selon différents degrés d'incapacité et de dépendance dans les régions canadiennes (Garneau, 2009; Wilkins, Chen et Ng, 1994; Wilkins, 1991).

Graphique 5 Espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé à la naissance en l'absence de cardiopathies ischémiques sans contrôle, contrôlée pour la mortalité et la morbidité, selon les régions canadiennes, 2000-2003



Graphique 6 Espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé à la naissance en l'absence de tumeurs malignes sans contrôle, contrôlée pour la mortalité et la morbidité, selon les régions canadiennes, 2000-2003



4 DISCUSSION

Les résultats obtenus montrent comment se traduiraient l'élimination des cardiopathies ischémiques et des tumeurs malignes en termes d'espérance de vie et d'espérance de vie en santé. De ces deux maladies, c'est l'élimination des TM qui entraîne le plus de gains en années vécues et en années vécues en santé et ce, dans toutes les régions canadiennes. Cette observation était prévisible puisque les taux ajustés de mortalité reliés aux TM sont près du double de ceux reliés aux CI. À cet effet, la mortalité due aux cardiopathies ischémiques a considérablement diminué au Québec depuis le début des années 80, alors que celle attribuable aux tumeurs malignes est restée stable. Par rapport à la moyenne canadienne, le Québec affiche une mortalité par TM plus importante mais une mortalité par CI moins élevée.

La prévalence de ces maladies au Québec et au Canada indique, quant à elle, une tendance contraire : la prévalence des CI au Québec est similaire à celle de la moyenne canadienne alors que la prévalence des TM y est moins élevée. Les personnes qui souffrent de ces maladies en font également une déclaration différente. À titre illustratif, les Québécois, comme les autres Canadiens, déclarent un moins bon état de santé fonctionnelle lorsqu'ils souffrent de CI que de TM. Cependant, indépendamment de la maladie déclarée, le Québec présente un meilleur état de santé fonctionnelle que ses homologues canadiens.

Du côté des espérances de vie, on observe que l'EV des Québécois (79,4 ans) est légèrement en-dessous de la moyenne canadienne (79,6 ans) alors que l'EVAS se situe au-dessus (71,3 ans au Québec et 70,2 ans au Canada) (tableau 3). Ces résultats indiquent que les Québécois vivent 0,2 an de moins que l'ensemble des Canadiens, mais 1,1 an de plus en santé. Le nombre d'années à vivre en mauvaise santé fonctionnelle au Québec atteint 8,1 ans, soit 1,3 an de moins qu'ailleurs au Canada (9,4 ans).

En moyenne, au Canada, les gains reliés à l'élimination des CI atteignent 1,7 an et ce, tant en années de vie totales qu'en santé alors que pour les TM, ces gains seraient respectivement de 3,6 ans et 2,7 ans. Au Québec, le potentiel de gain en années vécues totales et en santé est supérieur à la moyenne canadienne lorsqu'on élimine les TM. Ces résultats peuvent en partie être expliqués par la piètre performance du Québec au sein des provinces canadiennes quant à la mortalité due aux tumeurs malignes (INSPQ, 2008). Dans le cas des CI, les gains potentiels au Québec sont inférieurs à la moyenne canadienne car cette province présente un faible taux de mortalité pour cette cause (INSPQ, 2008). Finalement, peu importe la maladie éliminée, on observe que dans toutes les régions canadiennes, plus de 80 % des gains en années vécues et en années vécues en santé se produisent à 65 ans et plus.

Les résultats obtenus renforcent l'importance de réduire la prévalence de ces deux maladies en améliorant les programmes de promotion et de prévention. Chaque gain enregistré contribuerait certainement à une amélioration de la durée et de la qualité de vie des personnes qui pourraient être atteintes de ces maladies au cours de leur vie. Cependant, avant d'utiliser l'EVAS pour déterminer des objectifs à atteindre en matière de réduction des maladies chroniques, il convient de tenir compte de la propension des Québécois à déclarer

un meilleur état de santé fonctionnelle que les autres Canadiens. Nous avons vérifié si cette déclaration positive de l'état de santé a un impact sur le positionnement du Québec parmi les régions canadiennes. Et c'est le cas. Le contrôle de la composante morbidité fait passer le Québec de la première position pour l'EVAS en l'absence de CI et de TM, à la troisième position derrière la Colombie-Britannique et l'Ontario. Ainsi, les résultats favorables du Québec que nous observons pour l'EVAS seraient attribuables à l'IESF beaucoup plus élevé de cette région. Si effectivement la déclaration des Québécois représente la réalité observée au Québec, cette région constitue un exemple à suivre en termes d'EVAS. Sinon, l'EVAS de la Colombie-Britannique constitue l'objectif à atteindre. Du côté de l'EV, la Colombie-Britannique demeure présentement l'exemple à suivre au Canada. Cependant, l'espérance de vie des Québécois ne cesse d'augmenter et le retard historique par rapport aux valeurs observées pour l'ensemble du Canada est presque éliminé. D'ailleurs, en 2005, la longévité moyenne des femmes est plus élevée au Québec que dans l'ensemble du Canada (INSPQ, 2008).

5 CONCLUSION

Nous avons pour objectif d'estimer le fardeau de la maladie à l'aide de l'EVAS afin d'observer les impacts qu'ont certaines maladies chroniques sur la santé de la population québécoise et canadienne. Comme plusieurs autres indicateurs de santé, l'EVAS montre que les Québécois peuvent espérer vivre plus longtemps en santé que les autres Canadiens. Il faut toutefois demeurer prudent face à l'utilisation de ces résultats pour la prise de décision étant donné les limites méthodologiques qui y sont associées. En effet, notre second objectif visait à évaluer le rôle des différences de morbidité sur les EVAS et le classement régional. Le contrôle de la morbidité a montré que la déclaration très positive des Québécois face à leur état de santé hausse les valeurs de l'EVAS dans cette région. Cette constatation nous amène à nous questionner quant à la signification des écarts régionaux obtenus. Est-ce une question de perception ou les Québécois sont-ils vraiment en meilleure santé? Quelles sont les dimensions de l'IESF qui jouent en faveur des Québécois? Certaines dimensions de l'indice prennent-elles davantage d'ampleur lorsqu'une maladie spécifique est considérée?

L'amélioration de nos connaissances sur le fardeau des maladies chroniques au Québec nous pousse à entreprendre d'autres travaux. Par exemple, les questionnements liés à l'IESF nous amènent à vouloir détailler les dimensions de cet indice pour comprendre davantage ce qui distingue le Québec des autres régions canadiennes en ce qui concerne la déclaration de problèmes de santé fonctionnelle lors des enquêtes. De plus, étant donné les limites énoncées quant au choix de l'indicateur, nous envisageons d'utiliser une autre méthodologie, impliquant les années de vie corrigées de l'incapacité¹⁶, pour estimer le fardeau de certaines maladies au Québec.

De plus, la méthodologie associée à l'EVAS élimine l'effet de l'âge. Or, le vieillissement de la population a un impact important sur le fardeau réel de la maladie. Ainsi, on peut assister à la fois à une augmentation de l'EVAS et à un accroissement des années réelles vécues avec une maladie. Pour avoir un portrait complet de ce paradoxe, il faudrait mesurer à la fois le fardeau « ajusté » de la maladie (exercice effectué dans ce document) mais aussi le fardeau « réel » de la maladie (sans ajustement pour l'âge).

Finalement, sachant que l'évolution des technologies est un facteur qui influence, voire alourdit, le fardeau lié aux maladies (puisque'il permet aux individus de survivre plus longtemps avec une maladie chronique), il devient important d'agir en amont, avant qu'une maladie n'apparaisse. En d'autres termes, d'autres travaux doivent être réalisés pour tenter d'apporter un éclairage sur le fardeau relié aux facteurs de risque et à leur cumul plutôt que sur les maladies uniquement.

¹⁶ DALY's : *Disability adjusted life years*.

RÉFÉRENCES

Bordeleau, M. et I. Traoré (2007). « Santé générale, santé mentale et stress au Québec. Regard sur les liens avec l'âge, le sexe, la scolarité et le revenu ». *Zoom santé*, Série Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, Institut de la statistique du Québec, juin 2007, 4 p.

Buratta, V. et V. Egidi (2003). "Data Collection Methods and Comparability Issues", pp. 187-201, In J.-M. Robine *et al.*, *Determining Health Expectancies*, Chichester : John Wiley & Sons, Ltd., pp. 187-201.

Dunstan, T. (2003). "Lower Rates of Self Reported Disability in Quebec than the Rest of Canada. An Investigation into Some of the Factors". In *Data Interpretation Workshop* (14 février), 14 p.

Garneau, K. (2009). *L'espérance de vie selon différents degrés d'incapacité et de désavantage : Nouvelles estimations pour le Québec et les régions canadiennes en 2001*, Mémoire de maîtrise, Montréal, Université de Montréal, 101 p.

Grootendorst, P., D. Feeny et W. Furlong (2000). "Health Utilities Index Mark 3 Evidence of Construct Validity for Stroke and Arthritis in a Population Health Survey", *Medical Care*, Vol. 38, No 3, pp. 290-299.

Institut national de santé publique du Québec (2008). Santéscope [En ligne] (consulté le 17 octobre 2008) :

- Cardiopathies ischémiques : <http://www.inspq.qc.ca/Santescope/element.asp?NoEle=68>
- Tumeurs malignes : <http://www.inspq.qc.ca/Santescope/element.asp?NoEle=53>
- Espérances de vie : <http://www.inspq.qc.ca/Santescope/element.asp?NoEle=200>
- Évolution de la mortalité due aux maladies de l'appareil circulatoire et aux tumeurs malignes :
 - Hommes : <http://www.inspq.qc.ca/Santescope/element.asp?NoEle=126>
 - Femmes : <http://www.inspq.qc.ca/Santescope/element.asp?NoEle=127>
- Problèmes de santé fonctionnelle :
<http://www.inspq.qc.ca/Santescope/element.asp?NoEle=51>

Institut national de santé publique du Québec (2007). Compilation spéciale de l'INSPQ à partir de fichiers de décès du MSSS.

Institut national de santé publique du Québec et ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec en collaboration avec l'Institut de la statistique du Québec (2006a). *Portrait de santé du Québec et de ses régions 2006 : les analyses - Deuxième rapport national sur l'état de santé de la population du Québec*, Gouvernement du Québec, 131 p. [En ligne] http://www.inspq.qc.ca/pdf/publications/portrait_de_sante.asp?E

Institut national de santé publique du Québec en collaboration avec le ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec et l'Institut de la statistique du Québec (2006b). *Portrait de santé du Québec et de ses régions 2006 : les statistiques - Deuxième rapport national sur l'état de santé de la population*, gouvernement du Québec, 659 p. [En ligne] http://www.inspq.qc.ca/pdf/publications/portrait_de_sante.asp?E

Institut de la statistique du Québec en collaboration avec l'Institut national de santé publique du Québec et le ministère de la Santé et des Services Sociaux du Québec (2007). *Guide spécifique des aspects méthodologiques des données d'enquêtes sociosanitaires du Plan de commun de surveillance*, Gouvernement du Québec, 85 p. (version préliminaire d'octobre).

Martel, S. et R. Choinière (2007). *Une estimation du fardeau de différentes maladies chroniques à partir de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé*, Institut national de santé publique du Québec, 31 p.

Mathers, C. (1991). "Health Expectancies in Australia 1981 and 1988". Technical report, Australian Institute of Health : AGPS, Canberra.

Millar, W.J. et G.B. Hill (1995). « L'éradication de la maladie : pas toujours une bénédiction », *Rapports sur la Santé*, No 3, Statistique Canada, Catalogue no 82-003, pp. 7-15.

Organisation mondiale de la Santé (1993). *Classification statistique internationale des Maladies et des Problèmes de Santé connexes - Dixième Révision*, Vol. 1, Genève, 1335 p.

Péron, Y. et C. Strohmeier (1985). *Indices démographiques et indicateurs de santé des populations, Présentation et interprétation*, Statistique Canada, 265 p.

Santé Canada (2006a). *Les Canadiens et les Canadiennes en santé, Rapport fédéral sur les indicateurs comparables de la santé 2006*, Santé Canada, 104 p.

Santé Canada (2006b). Indicateurs de la santé comparables 2006 : 37-HLT Espérance de vie ajustée en fonction de la santé (EVAS), Santé Canada. [En ligne]. <http://www.statcan.gc.ca/pub/82-401-x/2006000/considerations/ht/4064328-fra.htm> (consulté le 2 décembre 2008).

Shields, M. et S. Tremblay (2002). « La santé dans les collectivités canadiennes ». *Suppléments aux Rapports sur la santé*, vol. 13, Statistique Canada, Catalogue no 82-003, pp. 1-27.

Statistique Canada (2008a). [En ligne] (consulté le 4 juillet 2008) :

- Décès totaux et selon la cause, http://cansim2.statcan.ca/cgi-win/cnsmcgi.exe?Lang=F&CANSIMFile=CII\CII_1_F.htm&RootDir=CII/
- Naissances vivantes : http://cansim2.statcan.ca/cgi-win/cnsmcgi.exe?Lang=F&CANSIMFile=CII\CII_1_F.htm&RootDir=CII/
- Estimations de la population : http://estat2.statcan.ca/cgi-win/cnsmcgi.exe?Lang=F&ESTATFile=ESTat\Francais\CII_1_F.htm&RootDir=ESTAT/

Statistique Canada (2008b). *Fichier maître de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), Cycle 1.1 (2000-2001)*, Demande de télé-accès, Statistique Canada, août 2008.

Statistique Canada (2007). Compilation spéciale : Proportion de personnes en institution de santé, selon l'âge, le sexe et pour les provinces canadiennes, recensement 2001.

Statistique Canada (2004). Indicateurs de la santé, no 1, Statistique Canada, Catalogue no 82-221-XWF.

Statistique Canada (2003). *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), Cycle 1.1, Spécifications des variables dérivées*, Statistique Canada, 96 p.

Statistique Canada (2000-2001). *L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), Questionnaire pour Cycle 1.1, Septembre 2000 - novembre 2001*, Statistique Canada, 130 p.

Statistique Canada et Institut canadien d'information sur la santé (2008). *Indicateurs de la santé*, Vol. 2008, No 1.

Sullivan, D.F. (1971). "A Single Index of Mortality and Morbidity", HSMHA Health Report, Vol. 86, No 4, pp. 347-354.

Wilkins, R., J. Chen et E. Ng (1994) «Changes in health expectancy in Canada from 1986 to 1991». *Advances in health expectancies: Proceeding of 7th Meeting of the International Network on Health Expectancies, sous la dir. de Mathers, C., Maccalum, J., et Robine. J.-M. (REVES)*. Canberra, Australian Institute of Health and Welfare, pp.115-132.

Wilkins, R. (1991). « Espérance de vie en santé au Québec et au Canada en 1986 ». *Cahiers québécois démographie*, vol. 20, no. 2 (automne), p. 367-382.

Wolfson, M.C. (1996). « Espérance de vie ajustée sur la santé ». *Rapport sur la santé*, Vol. 8, No 1, Statistique Canada, pp. 43-49.

ANNEXE 1

EXCLUSION DES CAS CUMULANT LES DEUX MALADIES

Pour exclure les personnes qui déclarent souffrir à la fois de cardiopathies ischémiques et de tumeurs malignes dans notre étude, nous les avons retirées de l'échantillon de base. En documentant les cas de personnes qui ont déclaré souffrir à la fois de ces deux maladies, on s'aperçoit que plus d'hommes que de femmes déclarent cumuler ces deux maladies et ce, dans chacune des régions. Les personnes âgées de 65 à 74 ans déclarent également souffrir davantage de ces deux maladies dans l'ensemble, mais le résultat varie par région. Ainsi, en Atlantique, les 45-64 ans et les 75 ans et plus sont plus enclins à déclarer ces deux états morbides alors qu'en Colombie-Britannique, ce sont les 75 ans et plus qui déclarent le plus fréquemment les deux maladies à la fois. Si on examine ce phénomène par région, l'Ontario domine, suivie du Québec, des Prairies, de la Colombie-Britannique et de l'Atlantique.

Cet exercice d'exclusion n'a toutefois pas été réalisé pour la mortalité puisqu'on ne peut identifier les personnes pour lesquelles les cardiopathies ischémiques et les tumeurs malignes apparaissent toutes deux sur le certificat de décès, à l'exception du Québec. En effet, les causes secondaires de décès ne sont pas disponibles dans les fichiers de Statistique Canada que nous avons utilisé. À titre informatif, on observe que sur près de 100 000 décès causés par les CI et les TM chez les 65 ans et plus pour la période de 2000 à 2004 au Québec, moins de 7 500 certificats de décès mentionnaient les deux causes à la fois (INSPQ, 2007). Comme cette composante sert en totalité au calcul des EV et en partie au calcul des EVAS, les intervalles de confiance reliés aux espérances de vie et de santé ne sont pas mutuellement exclusifs. Cette restriction n'affectant pas la comparaison des régions canadiennes mais plutôt la comparaison entre les maladies, nous pouvons cependant répondre à l'objectif initial de cette étude.

.

ANNEXE 2

CALCULS DE L'ESPÉRANCE DE VIE EN L'ABSENCE D'UNE CAUSE ET DES INTERVALLES DE CONFIANCE POUR LES ESPÉRANCES DE VIE

PARTIE 1 : CALCUL DE L'ESPÉRANCE DE VIE EN L'ABSENCE D'UNE CAUSE

Exemple : Espérance de vie en l'absence des tumeurs malignes (TM), total des sexes, ensemble du Québec, période de 2000 à 2003.

Préalable : Table de mortalité toutes causes confondus, total des sexes, Québec, 2000 à 2003.

Données :

- Naissances vivantes totales, 2000 à 2003 ;
- Décès totaux et décès causés par les TM selon le groupe d'âge, total des sexes, 2000 à 2003 ;
- Effectifs corrigés de la population totale selon le groupe d'âge, moyenne 2001-2002.

Étape 1 : Calcul des taux de mortalité en l'absence des TM par groupe d'âge, $M(x)$ (colonne E) =
décès par groupe d'âge en l'absence des TM (A) ÷
population moyenne selon le groupe d'âge (B) ÷ amplitude de la période (4 ans).

Exemple : 10-14 ans
 $220 \div 468\,879 \div 4 = 0,00012$.

Étape 2 : Transformation des taux de mortalité en l'absence des TM, $M(x)$ (colonne E) en quotients de mortalité en l'absence des TM, $Q(x)$ (colonne F) :
 $(2aM(x)) \div (2 + aM(x))$ où :
a = amplitude du groupe d'âge;
x = groupe d'âge.

Exemple : 10-14 ans
 $Q(10) = (2 \times 5 \times M(10)) \div (2 + (5 \times M(10))) =$
 $(2 \times 5 \times 0,00012) \div (2 + (5 \times 0,00012)) = 0,00059$.

Cette transformation se fait pour tous les groupes d'âges, sauf pour les moins de 1 an où l'on utilise le taux de mortalité infantile. Pour ce faire, on divise le nombre de décès en l'absence des TM à 0 an, pour la période 2000-2003, par le nombre de naissances vivantes pour la même période.

Exemple : 0 an
 $Q(0) = 1352 \div 292\,089 = 0,00463$.

Pour le dernier groupe d'âge, le quotient est fixé à 1.

Étape 3 : Calcul des survivants en l'absence des TM, $S(x)$ (colonne G) et des décès de la table en l'absence des TM, $D(x, x+a)$ (colonne H) :
 $D(x, x+a) = S(x) \times Q(x)$

Exemple : 10-14 ans
 $D(10-14) = S(10) \times Q(10) = 99\,431 \times 0,00059 = 58$.

$S(x) = S(x-a) - D(x-a, x)$

Exemple : 15 ans
 $S(15) = S(10) - D(10-14) = 99\,431 - 58 = 99\,373$.

Par convention, on établit à 100 000 les survivants de la table à 0 an.

Tableau A-1 - Table de mortalité en l'absence des TM, sexes réunis, Québec, 2000-2003

Âge	Table de mortalité											Variance de l'espérance de vie			
	Décès en l'absence des TM 2003	Population moyenne 2000-2001	Répartition des décès entre deux âges	Amplitude du groupe d'âge	Taux de mortalité en l'absence des TM	Quotient de mortalité en l'absence des TM	Survivants en l'absence des TM	Décès de la table en l'absence des TM	Années vécues en l'absence des TM	Cumul des années vécues en l'absence des TM	EV en l'absence des TM	Variance de la probabilité de décéder	Étape 1	Étape 2	Écart-type
			F _x	a	M(x)	Q(x)	S(x)	D(x, x+a)	L(x)	T(x)	E(x)	Var(Q(X))			SE(X)
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)	(H)	(I)	(J)	(K)	(L)	(M)	(N)	(O)
0	1 352	72 128	0,1	1	0,00469	0,00463	100 000	463	99 583	8 332 935	83,3	0,00000002	1 102 842	6 925 712	0,02632
1	218	305 336	0,5	4	0,00018	0,00071	99 537	71	398 006	8 233 352	82,7	0,00000000	150 936	5 822 869	0,02424
5	128	454 186	0,5	5	0,00007	0,00035	99 466	35	497 243	7 835 345	78,8	0,00000000	55 804	5 671 933	0,02394
10	220	468 879	0,5	5	0,00012	0,00059	99 431	58	497 010	7 338 102	73,8	0,00000000	78 588	5 616 129	0,02383
15	834	464 333	0,5	5	0,00045	0,00224	99 373	223	496 307	6 841 093	68,8	0,00000001	262 693	5 537 541	0,02368
20	1 225	517 102	0,5	5	0,00059	0,00296	99 150	293	495 017	6 344 786	64,0	0,00000001	266 088	5 274 848	0,02316
25	976	480 771	0,5	5	0,00051	0,00253	98 857	251	493 657	5 849 770	59,2	0,00000001	207 099	5 008 760	0,02264
30	1 176	499 113	0,5	5	0,00059	0,00294	98 606	290	492 306	5 356 113	54,3	0,00000001	192 632	4 801 661	0,02222
35	1 924	612 746	0,5	5	0,00078	0,00392	98 316	385	490 618	4 863 807	49,5	0,00000001	170 757	4 609 029	0,02184
40	2 560	653 255	0,5	5	0,00098	0,00489	97 931	479	488 459	4 373 189	44,7	0,00000001	159 754	4 438 273	0,02151
45	3 385	598 066	0,5	5	0,00142	0,00705	97 452	687	485 544	3 884 730	39,9	0,00000002	196 059	4 278 518	0,02123
50	4 115	533 752	0,5	5	0,00193	0,00959	96 765	928	481 506	3 399 186	35,1	0,00000002	224 995	4 082 459	0,02088
55	5 261	447 327	0,5	5	0,00294	0,01459	95 837	1 399	475 689	2 917 680	30,4	0,00000004	294 670	3 857 464	0,02049
60	6 598	340 820	0,5	5	0,00484	0,02391	94 439	2 258	466 548	2 441 990	25,9	0,00000009	431 932	3 562 794	0,01999
65	9 627	290 460	0,5	5	0,00829	0,04059	92 181	3 741	451 549	1 975 443	21,4	0,00000016	543 123	3 130 862	0,01920
70	15 329	260 099	0,5	5	0,01473	0,07105	88 439	6 284	426 486	1 523 894	17,2	0,00000031	601 745	2 587 739	0,01819
75	21 583	200 395	0,5	5	0,02693	0,12614	82 155	10 363	384 868	1 097 408	13,4	0,00000064	671 253	1 985 994	0,01715
80	24 964	125 481	0,5	5	0,04974	0,22118	71 792	15 879	319 264	712 540	9,9	0,00000153	714 975	1 314 741	0,01597
85	24 271	65 523	0,5	5	0,09261	0,37598	55 913	21 022	227 010	393 276	7,0	0,00000364	599 766	599 766	0,01385
90	23 263	31 600	0,5	5	0,18405	1,00000	34 891	34 891	166 265	166 265	4,8	0,00000000	0	0	0

Étape 4 : Calcul des années vécues en l'absence des TM, $L(x)$ (colonne I) =
 $(S(x) + S(x+a)) \times a \div 2$.

Exemple : 10-14 ans

$$L(10) = (S(10) + S(15)) \times 5 \div 2 = (99\ 431 + 99\ 373) \times 2,5 = 497\ 010.$$

À 0 an, compte tenu de la répartition inégale des décès dans la première année de vie, la formule suivante est utilisée :

$$L(0) = 0,9 \times S(1) + 0,1 \times S(0) = 0,9 \times 99\ 537 + 0,1 \times 100\ 000 = 99\ 583.$$

Pour le dernier groupe d'âge (90 ans et plus), on multiplie les survivants en l'absence des TM par l'espérance de vie totale, toutes causes confondues, à 90 ans :

$$L(90) = S(90) \times E(90) = 34\ 891 \times 4,8 = 166\ 265.$$

Étape 5 : Calcul du cumul des années vécues en l'absence des TM, $T(x)$ (colonne J) =
somme des années vécues en l'absence des TM, L à partir du dernier groupe d'âge jusqu'à l'âge (x).

Exemple 1 : 90 ans

$$T(90) = L(90) = 166\ 265$$

Exemple 2 : 85 ans

$$T(85) = T(90) + L(85) = 166\ 265 + 227\ 010 = 393\ 276.$$

Étape 6 : Calcul de l'EV en l'absence des TM, $E(x)$ (colonne K) =
 $T(x) \div S(x)$.

Exemple : 0 an

$$E(0) = T(0) \div S(0) = 8\ 332\ 935 \div 100\ 000 = 83,3 \text{ ans.}$$

Note : Les données présentées dans le tableau ont été obtenues à partir d'une programmation SAS. Il se peut donc que les calculs faits à la main à partir de données arrondies ne fournissent pas exactement les résultats présentés dans les exemples et le tableau.

PARTIE 2 : CALCUL DES INTERVALLES DE CONFIANCE POUR LES ESPÉRANCES DE VIE

Exemple : Intervalles de confiance associés à l'espérance de vie en l'absence des tumeurs malignes (TM), total des sexes, ensemble du Québec, période de 2000 à 2003.

Dans le cadre de nos analyses, nous avons recours aux intervalles de confiance pour comparer le Québec aux autres régions canadiennes. Les étapes que nous détaillons ci-après sont également précisées dans un guide qui accompagne un utilitaire élaboré par l'INSPQ et qui est disponible en ligne à l'adresse suivante :

http://www.inspq.qc.ca/santescope/documents/EspVie_guide_20fev2006_Fr.pdf

Étape 1 : Calcul de la variance de la probabilité de décéder :

$$\text{Var}(Q(x)) \text{ (colonne L)} = (Q(x)^2 \times (1-Q(x))) / D(x,x+a)$$

Les décès utilisés sont les décès observés pendant la période (colonne A).

Exemple : 0 an

$$\text{Var}(Q(0)) = (0,00463^2 \times (1-0,00463)) / 1352 = 0,00000002$$

Étape 2 : Calcul de la variance de l'espérance de vie à l'âge x, $\text{Var}(E(x))$

Le calcul de $\text{Var}(E(x))$ s'effectue en 2 temps (Étape 1 dans la colonne M et Étape 2 dans la colonne N).

Étape 1 (colonne M) :

$$S(x)^2 \times ((1 - F_x) \times a + e(x+a))^2 \times \text{Var}(Q(x))$$

Exemple : 85 ans

$$\text{Étape 1} = 55\,913^2 \times ((1-0,5) \times 5 + 4,8)^2 \times 0,00000364 = 599\,766$$

Étape 2 (colonne N) :

Somme des résultats de l'étape 1 à partir du dernier groupe d'âge jusqu'à l'âge (x).

Exemple : 85 ans

$$\text{Étape 2} (85) = \text{Étape 2} (90) + \text{Étape 1} (85) = 0 + 599\,766 = 599\,766.$$

Étape 3 : Calcul de l'écart-type (SE(X)) (colonne O):

$$\text{Étape 2} (X) / (S(X)^2)^{1/2}$$

Exemple : 0 an

$$\text{SE}(0) = 6\,925\,712 / (100\,000^2)^{1/2} = 0,02632$$

Étape 4 : Calcul des intervalles de confiance (à un seuil de 95 %) associés aux espérances de vie IC (E(X)) :

$$\text{IC} (E(X)) = E(X) \pm (1,96 \times \text{SE}(X))$$

Exemple : 0 an

$$\text{Borne inférieure} : 83,3 - (1,96 \times 0,02632) = 83,3$$

$$\text{Borne supérieure} : 83,3 + (1,96 \times 0,02632) = 83,4$$

Note : Les données présentées dans le tableau ont été obtenues à partir d'une programmation SAS. Il se peut donc que les calculs faits à la main à partir de données arrondies ne fournissent pas exactement les résultats présentés dans les exemples et le tableau.

ANNEXE 3

**CALCULS DE L'ESPÉRANCE DE VIE AJUSTÉE EN FONCTION DE
L'ÉTAT DE SANTÉ EN L'ABSENCE D'UNE MALADIE ET
DES INTERVALLES DE CONFIANCE POUR
LES ESPÉRANCES DE SANTÉ**

PARTIE 1 : CALCUL DE L'ESPÉRANCE DE VIE AJUSTÉE EN FONCTION DE L'ÉTAT DE SANTÉ EN L'ABSENCE D'UNE MALADIE

Exemple : Espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé en l'absence des tumeurs malignes (TM), total des sexes, ensemble du Québec, période de 2000 à 2003.

Préalables :

- Table de mortalité toutes causes confondues, total des sexes, Québec, 2000 à 2003 ;
- Table de mortalité en l'absence des TM, total des sexes, Québec, 2000 à 2003 (voir l'annexe 2).

Données :

- Proportion de personnes vivant en institution de santé selon le groupe d'âge au recensement de 2001
- IESF en l'absence des TM chez les personnes vivant en ménages privés selon l'ESCC de 2000-2001 ;
- IESF des personnes vivant en institution de santé selon l'ENSP de 1996-1997.

Étape 1 : Calcul de l'IESF total en l'absence des TM

Afin de s'assurer, lors du calcul de l'EVAS en l'absence d'une maladie, que l'IESF est calculé à partir d'un nombre de cas assez grand pour obtenir une estimation de qualité, nous avons dû procéder à des regroupements d'âge. Les IESF totaux seront présentés pour les groupes 0-14 ans, 15-44 ans, 45-64 ans, 65-74 ans et 75 ans et plus. Ces regroupements impliquent, par exemple, que les personnes âgées de 15 à 44 ans ont le même IESF.

IESF total en l'absence des TM (colonne S) =
 [IESF en l'absence des TM pour les personnes vivant en ménages privés (colonne Q)
 X (1 – proportion de personnes vivant en institution de santé (colonne P))]
 + [proportion de personnes vivant en institution de santé (colonne P)
 X IESF des personnes vivant en institution de santé (colonne R)].

Exemple : 65 ans

IESF total = (0,86221 X (1 – 0,02437)) + (0,02437 X 0,51856) = 0,85384.

Tableau A-2 - Calcul de l'IESF total en l'absence des TM

Âge	Proportion de personnes vivant en institution de santé	IESF en l'absence des TM des personnes vivant en ménages privés selon l'ESCC de 2000-2001 ¹	IESF des personnes vivant en institution de santé selon l'ENSP de 1996-1997 ²	IESF total en l'absence des TM
	(P)	(Q)	(R)	(S)
0	0,0000	1,0000	1,0000	1,0000
15	0,0025	0,9221	0,6001	0,9213
45	0,0066	0,8843	0,6001	0,8824
65	0,0244	0,8622	0,5186	0,8538
75	0,1664	0,7661	0,4722	0,7172

1. Pour les personnes vivant en ménages privés, l'IESF est disponible pour chaque région canadienne pour les groupes d'âge 15-44 ans, 45-64 ans, 65-74 ans et 75 ans et plus et selon le sexe, ainsi que pour chaque maladie chronique étudiée. L'information sur l'IESF n'étant pas disponible chez les moins de 12 ans dans l'ESCC de 2000-2001, nous avons établi l'IESF à 1 pour les moins de 15 ans.
2. Pour les personnes vivant en institution de santé, une valeur moyenne de l'IESF est disponible dans l'ENSP pour le Canada et selon les groupes d'âge 15-64 ans, 65-74 ans et 75 ans et plus et le sexe et ce, peu importe la maladie chronique étudiée. On fait donc l'hypothèse que peu importe la région canadienne et la maladie, l'IESF est le même pour toutes les personnes vivant en institution de santé selon le groupe d'âge.

Étape 2 : Calcul de l'EVAS en l'absence des TM

Pour calculer l'EVAS en l'absence de TM, nous avons rapporté, dans le tableau A-3, les colonnes (C); (D); (G) et (I) du tableau A-1 et la colonne (S) du tableau A-2.

- Calcul des années vécues en santé en l'absence des TM (colonne T) =
Années vécues en l'absence des TM (colonne I) X IESF total en l'absence des TM (colonne S).

Exemple : 15 ans

Années vécues en santé en l'absence des TM = $496\,307 \times 0,9213 = 457\,257$.

- Calcul du cumul des années vécues en santé en l'absence des TM (colonne U) =
somme des années vécues en santé en l'absence des TM (colonne T) du dernier groupe d'âge jusqu'à l'âge (X).

Exemple : 90 ans

$T(90) = L(90) = 119\,242$

Exemple : 85 ans

$T(85) = T(90) + L(85) = 119\,242 + 162\,807 = 282\,050$.

Calcul de l'EVAS en l'absence des TM (colonne V) = cumul des années vécues en santé en l'absence des TM (colonne U) ÷ survivants de la table en l'absence des TM (colonne G).

Exemple : 0 an

EVAS en l'absence des TM = $7\,437\,132 \div 100\,000 = 74,4$ ans.

Note : Les données présentées dans cette annexe ont été obtenues à partir SAS. Il se peut donc que les calculs faits à la main à partir de données arrondies ne fournissent pas exactement les résultats présentés dans les exemples et le tableau.

Tableau A-3 - Calcul de l'EVAS en l'absence des TM

Âge	Calcul de l'EVAS								Variance de l'EVAS : composante mortalité		
	Répartition des décès entre deux âges	Amplitude du groupe d'âge	Survivants en l'absence des TM	Années vécues en l'absence des TM	IESF total en l'absence des TM	Années vécues en santé en l'absence des TM	Cumul des années vécues en santé en l'absence des TM	EVAS en l'absence des TM	Variance de la probabilité de décéder	Étape 1	Étape 2
		a	S(x)	L(x)					V(Q(X))	VarPart1	tpx
	(C)	(D)	(G)	(I)	(S)	(T)	(U)	(V)	(L)	(W)	(X)
0	0,1	1	100 000	99 583	1	99 583	7 437 132	74,4	0,00000002	893 692	6 042 491
1	0,5	4	99 537	398 006	1	398 006	7 337 549	73,7	0,00000000	132 627	5 148 800
5	0,5	5	99 466	497 243	1	497 243	6 939 542	69,8	0,00000000	50 061	5 016 173
10	0,5	5	99 431	497 010	1	497 010	6 442 299	64,8	0,00000000	69 916	4 966 112
15	0,5	5	99 373	496 307	0,9213	457 257	5 945 290	59,8	0,00000001	229 368	4 896 196
20	0,5	5	99 150	495 017	0,9213	456 069	5 488 033	55,4	0,00000001	232 529	4 666 828
25	0,5	5	98 857	493 657	0,9213	454 816	5 031 964	50,9	0,00000001	181 595	4 434 299
30	0,5	5	98 606	492 306	0,9213	453 571	4 577 148	46,4	0,00000001	169 296	4 252 705
35	0,5	5	98 316	490 618	0,9213	452 016	4 123 576	41,9	0,00000001	150 328	4 083 409
40	0,5	5	97 931	488 459	0,9213	450 027	3 671 561	37,5	0,00000001	140 971	3 933 081
45	0,5	5	97 452	485 544	0,8824	428 454	3 221 534	33,1	0,00000002	172 191	3 792 110
50	0,5	5	96 765	481 506	0,8824	424 891	2 793 080	28,9	0,00000002	200 130	3 619 919
55	0,5	5	95 837	475 689	0,8824	419 758	2 368 189	24,7	0,00000004	265 475	3 419 789
60	0,5	5	94 439	466 548	0,8824	411 691	1 948 431	20,6	0,00000009	393 397	3 154 315
65	0,5	5	92 181	451 549	0,8538	385 551	1 536 740	16,7	0,00000016	493 370	2 760 917
70	0,5	5	88 439	426 486	0,8538	364 150	1 151 190	13,0	0,00000031	549 329	2 267 547
75	0,5	5	82 155	384 868	0,7172	276 020	787 039	9,6	0,00000064	562 388	1 718 218
80	0,5	5	71 792	319 264	0,7172	228 970	511 019	7,1	0,00000153	624 634	1 155 831
85	0,5	5	55 913	227 010	0,7172	162 807	282 050	5,0	0,00000364	531 197	531 197
90	0,5	5	34 891	166 265	0,7172	119 242	119 242	3,4	0,00000000	0	0

PARTIE 2 : CALCUL DES INTERVALLES DE CONFIANCE POUR LES ESPÉRANCES DE SANTÉ

La formule nécessaire à l'obtention de la variance des espérances de santé a été décrite initialement par Mathers (1991). Statistique Canada a, par la suite, adapté la formule pour tenir compte de l'IESF (Santé Canada, 2006b).

Le calcul des intervalles de confiance est présenté en deux parties. Nous présentons d'abord la partie de la variance liée la mortalité, puis nous présentons celle liée à la morbidité. Le calcul de chacune de ces variances comprend deux étapes.

1. Variance de l'EVAS liée à la mortalité (colonnes W et X) :

Pour calculer la première partie de la variance de l'EVAS (celle liée à la mortalité), nous utilisons certaines données des tableaux A-1 et A-2. Nous présentons ces données au tableau A-3 par groupes d'âges quinquennaux car la variance de la probabilité de décéder s'applique à ces groupes plutôt qu'aux grands groupes d'âge. Pour les IESF, on pose l'hypothèse que les valeurs sont les mêmes à tous les groupes d'âge quinquennaux compris dans les grands groupes d'âge.

Étape 1 (colonne W) :

$$\text{VarPart1} = S(x)^2 \times ((1-F_x) \times a \times \text{IESF total en l'absence des TM} + \text{EVAS}(x))^2 \times V(Q(x))$$

Exemple : 85 ans

$$\text{VarPart1 (85)} = 55\,913^2 \times ((1-0,5) \times 5 \times 0,7172 + 5,0)^2 \times 0,00000364 = 531\,197$$

Étape 2 (colonne X) :

T_{vpx} = Somme de VarPart1 à partir du dernier groupe d'âge jusqu'à l'âge (x).

Exemple : 90 ans

$$T_{vpx (90)} = \text{varpart1 (90)} = 0$$

Exemple : 85 ans

$$T_{vpx (85)} = t_{vpx (90)} + \text{VarPart1 (85)} = 0 + 531\,197 = 531\,197.$$

2. Variance de l'EVAS liée à la morbidité (IESF) (colonnes AA et AB) :

Pour calculer la partie de la variance de l'EVAS qui tient compte de la morbidité, nous rapportons dans le tableau A-4 les colonnes (G) ; (I) et (P) et nous introduisons les colonnes (Y) et (Z) qui sont les valeurs de la variance provenant de l'ESCC pour les personnes vivant en ménages privés et de l'ENSP pour les personnes vivant en institution de santé.

Pour ce calcul, nous avons recours aux grands groupes d'âge car les IESF et leurs variances sont présentés selon les groupes d'âge 0-14, 15-44, 45-64, 65-74 et 75 ans et plus. Pour ce faire, on somme les $L(x)$ en l'absence de TM contenus dans l'intervalle d'âge requis et on rapporte les $S(x)$ en l'absence de TM à âge exact du premier groupe d'âge voulu. Les $S(x)$ et les $L(x)$ pour des groupes quinquennaux d'âges sont présentés au tableau A-3.

Exemple : 15 ans

L(x) (colonne I)

$$L(15) = 496\,307 + 495\,017 + 493\,657 + 492\,306 + 490\,618 + 488\,459 = 2\,956\,363$$

S(x) (colonne G)

$$S(15) = 99\,373$$

Tableau A-4 - Variance de l'EVAS liée à l'IESF et écart-type de l'EVAS

Âge	Variance de l'EVAS : composante morbidité						Écart-type de l'EVAS		
	Survivants de la table en l'absence des TM	Années vécues en l'absence des TM	Proportion de personnes en établissement de santé	Variance liée à l'IESF des ménages privés	Variance liée à l'IESF des personnes en établissement de santé	Partie 1: cumul de l'étape 1 (voir tableau A-3)	Étape 1	Étape 2	Écart-type de l'EVAS
	S(x)	L(x)	P(X)	VarMP(X)	VarES(X)	tpx	VarPart2	tvdX	seevas
	(G)	(I)	(P)	(Y)	(Z)	(X)	(AA)	(AB)	(AC)
0	100 000	1 491 842	0	0	0	6 042 491	0	182 003 452	0,13713
15	99 373	2 956 363	0,00249	0,00000	0,00031	4 896 196	31 299 325	182 003 452	0,13757
45	97 452	1 909 288	0,00663	0,00001	0,00031	3 792 110	38 038 772	150 704 127	0,12755
65	92 181	878 035	0,02437	0,00004	0,00028	2 760 917	26 312 396	112 665 355	0,11655
75	82 155	1 097 408	0,16644	0,00010	0,00010	1 718 218	86 352 959	86 352 959	0,11423

La seconde partie de la variance est celle associée à l'IESF.

Étape 1 (colonne AA) :

$$\text{VarPart2} = L(x)^2 \times ((P(x)^2 \times \text{VarES}(x)) + ((1-P(x))^2 \times \text{VarMP}(x)))$$

Exemple : 65 ans

$$\text{VarPart2} = 878\,035^2 \times ((0,02437^2 \times 0,00028) + ((1-0,02437)^2 \times 0,00004)) = 26\,312\,396$$

Étape 2 (colonne AB) :

tvdX = somme de VarPart2 à partir du dernier groupe d'âge jusqu'à l'âge (x).

Exemple : 75 ans

$$\text{tvdX}(75) = \text{VarPart2}(75) = 86\,352\,959$$

Exemple : 65 ans

$$\text{tvdX}(65) = \text{tvdX}(75) + \text{VarPart2}(65) = 86\,352\,959 + 26\,312\,396 = 112\,665\,355.$$

Calcul de l'écart-type de l'EVAS, seevas (colonne AC)

$$\text{seevas} = ((\text{tvdX} / S(x)^2) + (\text{tpx}^2 / S(x)^2))^{1/2}$$

Exemple : 75 ans

$$\text{seevas}(75) = ((86\,352\,959 / 82\,155^2) + (1\,718\,218 / 82\,155^2))^{1/2} = 0,11423$$

