Nº 84-537-XIF au catalogue

Tables de mortalité
Canada, provinces et territoires
1995-1997

Statistique Canada   Statistics Canada

Canada

Statistique Canada
Division de la statistique de la santé

Tables de mortalité

Canada, provinces et territoires

1995-1997

Produit par:

Doreen Duchesne, analyste principale
Division de la statistique de la santé

Patricia Tully, analyste principale
Division de la statistique de la santé

Brad Thomas, méthodologiste principal
Division des méthodes des enquêtes auprès des ménages

Robert Bourbeau, professeur agrégé, Département de démographie
Université de Montréal

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

Août 2002

N° 84-537-XIF au catalogue
ISBN 0-662-85754-2

Périodicité : hors série

Ottawa

Note de reconnaissance

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

SIGNES CONVENTIONNELS

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

.. nombres indisponibles

... n'ayant pas lieu de figurer

- néant ou zéro

— nombres infimes

p nombres provisoires

r nombres rectifiés

x confidentiel en vertu des dispositions de la Loi sur la statistique relatives au secret

Les tableaux et le texte explicatif ont été rédigés sous la direction de:

- **Gary Catlin, directeur**,
  Division de la statistique de la santé
- **Ghislaine Villeneuve, chef**,
  Données sur l'état civil et le cancer
- **Doreen Duchesne, analyste principale,**
  Données sur l'état civil et le cancer
- **Patricia Tully, analyste principale,**
  Données sur l'état civil et le cancer
- **Brad Thomas, méthodologiste principal,**
  Division des méthodes des enquêtes auprès des ménages

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

TABLE DES MATIÈRES

INTRODUCTION

La table de mortalité représente un modèle démographique ou actuariel universellement accepté, qui constitue une synthèse claire et concise de la mortalité d'une population et permet de calculer des mesures comparatives de la longévité prévue. Lorsque l'on construit une table pour une période donnée, ce modèle décrit l'extinction progressive d'une cohorte fictive de 100 000 personnes nées au même moment, sous l'effet des taux de mortalité par âge et par sexe, calculés au cours de la période.

La présente publication contient les tables de mortalité calculées sur la base des taux de mortalité par âge et par sexe enregistrés pour le Canada, les provinces et les territoires pendant la période 1995-1997. Elle explique également les méthodes utilisées pour établir ces tables et présente les formules utilisées pour établir les estimations. Des tables de mortalité selon le sexe pour la première année de vie ont été produites pour le Canada dans son ensemble. Des tables de mortalité complètes par année d'âge, pour les hommes et pour les femmes, ont été bâties pour le Canada et pour toutes les provinces sauf l'Île-du-Prince-Édouard. En raison du faible effectif de leur population et du petit nombre de décès qu'on y observe, des tables de mortalité abrégées par groupes d'âge quinquennaux et selon le sexe ont été produites pour l'Île-du-Prince-Édouard et tous les territoires combinés.

1. DONNÉES DE BASE

L'établissement des tables de mortalité a comporté trois étapes principales : la collecte des données de base, le calcul des quotients de mortalité et le calcul des autres éléments des tables de mortalité. Cette section porte sur la première étape. Pour la construction des tables de mortalité de 1995-1997, nous avons eu besoin des données suivantes, pour chacun des sexes, pour le Canada, les provinces et les territoires.

Données utilisées pour les tables de mortalité des enfants de moins d'un an (c'est-à-dire pour la première année de vie) :
- le nombre total de naissances en 1995 et en 1996;
- le nombre de naissances selon le mois en 1994 et en 1997;
- le nombre de décès d'enfants de moins d'un an observés pendant la période 1995-1997, regroupé selon la durée de vie (c'est-à-dire en jours, semaines et mois de vie - voir la table 1a);
- la valeur de T_1 selon le sexe, d'après la table de mortalité complète correspondante pour le Canada (voir formules (29.1) au (29.4)).

Données utilisées pour les tables de mortalité complètes :
- le nombre de décès observés pendant la période 1995-1997, selon l'année d'âge, l'année de naissance, et l'année du décès, pour les enfants de 0 à 4 ans;
- les effectifs de population au 1er janvier pour les années 1995 à 1998, selon l'année d'âge et le sexe, pour les enfants de 0 à 4 ans;
- les coefficients de répartition des décès pour les âges allant de 0 à 4 ans (voir annexe 1);
- le nombre de décès observés pendant la période 1995-1997, par année d'âge jusqu'à 104 ans et un groupe ouvert de décès des personnes âgées de 105 ans et plus;
- le nombre de décès observés pendant la période 1995-1997, selon l'année d'âge, à partir de 87 ans (d'après le modèle de Coale et Kisker présenté à la section 2.1.6);
- les effectifs de population au 1er juillet 1996, par groupes d'âge quinquennaux de 0-4 ans jusqu'à 100-104 ans, et un groupe ouvert de personnes âgées de 105 ans et plus.

Données utilisées pour les tables de mortalité abrégées :
- le nombre total de naissances observées pendant la période 1994-1997;
- le nombre total de décès observés pendant la période 1995-1997, pour les groupes d'âge suivants : les enfants de moins d'un an (0 an), le groupe 1-4 ans, des groupes d'âge quinquennaux allant de 5-9 ans jusqu'à 95-99 ans, et un groupe ouvert de décès des personnes âgées de 100 ans et plus;
- les effectifs de population au 1er juillet 1996 pour les groupes d'âge suivants : moins d'un an (0 an), 1 à 4 ans, des groupes quinquennaux allant de 5-9 ans jusqu'à 95-99 ans ainsi qu'un groupe ouvert de 100 ans et plus;
- les coefficients de répartition des décès pour les âges de 0 an et de 1 à 4 ans combinés.

Données utilisées pour le calcul des coefficients de répartition des décès :
- le nombre de décès d'enfants observés pendant la période 1995-1997 par année d'âge de 0 à 4 ans par « groupe de décès ». Le terme « groupe de décès » désigne une variable dichotomique dont la valeur est obtenue à partir de l'année de naissance, de l'année du décès et de l'âge au décès. Le groupe de décès indique si une personne a célébré ou non son anniversaire (ou est née, dans le cas des décès d'enfants de moins de 1 an) au cours de l'année civile pendant laquelle le décès s'est produit. Voir aussi les annexes 1 et 2.

Sources des données :

- Les données relatives aux naissances et aux décès selon la province ou le territoire de résidence sont compilées par la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada, qui extrait cette information auprès des enregistrements de ces événements qui sont soumis aux registraires de l'état civil des provinces et territoires où ces événements se sont produits;

- Les effectifs de population, produits par la Division de la démographie de Statistique Canada, sont des estimations de la population au 1er juillet 1996 basées sur le recensement canadien de 1996; ces effectifs incluent le nombre de résidents non permanents, et sont ajustés en fonction du sous-dénombrement net de la population[1].

  Les estimations de population sont généralement plus élevées que les effectifs recensés de la population. Elles se traduisent par des quotients de mortalité légèrement moins élevés qui, à leur tour, donnent lieu à une espérance de vie un peu plus élevée[2].

  Pour l'ensemble du Canada, les éléments des tables de mortalité complètes sont fournis jusqu'à 109 ans pour les hommes et pour les femmes. Pour les provinces, les tables complètes ont été tronquées aux âges allant de 99 à 109 ans, selon la qualité des données initiales. Dans le cas de l'Île-du-Prince-Édouard et des territoires (c'est-à-dire le Yukon, les Territoires du Nord-Ouest et le Nunavut combinés), les estimations abrégées sont présentées selon des groupes d'âge quinquennaux jusqu'à 95-99 ans, avec un dernier groupe ouvert de personnes âgées de 100 ans et plus.

2. MÉTHODOLOGIE

Pour construire les tables de mortalité de 1995-1997, nous avons employé la même méthode que celle que nous avions utilisée auparavant pour produire la série des tables de mortalité de 1990-1992[3]; deux changements importants ont toutefois été apportés. Ces changements de méthodologie concernent la production des estimations pour les deux extrémités de l'étendue des âges dans les tables de mortalité complètes : 1) nous avons utilisé un modèle pour estimer la mortalité dans les groupes d'âge très avancés (88 ans et plus); et 2) nous avons utilisé les estimations de la population de 0-4 ans au 1er janvier pour calculer les quotients de mortalité entre 0 et 4 ans, plutôt qu'une estimation basée sur les seuls survivants des naissances des années précédentes. Nous avons également intégré des estimations de la variance pour q_x, en vue de fournir des coefficients de variation des espérances de vie, e_x.

D'autres changements de moins grande importance ont aussi été apportés : la valeur de q_x pour le dernier âge publié dans les tables de mortalité complètes n'est pas égal à 1, mais plutôt au quotient estimé pour cette seule année d'âge. Lorsque la qualité des données le permettait, nous avons étendu chaque table de mortalité complète jusqu'à 109 ans. Les tables abrégées présentent un intervalle ouvert à l'âge le plus élevé, soit « 100+ » plutôt que « 90+ » comme dans les tables de 1990-1992.

Pour effectuer tous les calculs, nous avons utilisé le progiciel Statistical Analysis System (SAS)[4]. Nous avons conservé toutes les décimales significatives jusqu'à ce que la procédure d'arrondissement de Sirken[3] utilisée dans les tables de mortalité de 1990-1992 soit appliquée à la fin des calculs. Selon cette procédure, on attribue aux d_x et L_x des valeurs égales à la différence entre deux valeurs consécutives arrondies de l_x et de T_x, respectivement. De cette façon, les deux relations fondamentales ci-après sont préservées dans les tables publiées : $l_x - d_x = l_{x+1}$ et $T_x - L_x = T_{x+1}$ (voir section 3 pour des explications des symboles).

Dans les sous-sections suivantes, nous décrivons les questions méthodologiques propres à chaque type de tables.

2.1 Les tables de mortalité complètes

La méthode employée pour l'établissement des tables de mortalité complètes est fondamentalement la même que celle qui figure dans le document *United States Life Tables and Actuarial Tables, 1939-1941* de Greville[5]. Il s'agit de la même méthode que celle que nous avons utilisée pour établir les séries de tables de mortalité au Canada depuis la période 1970-1972[3].

Les valeurs principales de toutes les tables de mortalité sont les quotients de mortalité ${}_nq_x$. Ils représentent la probabilité pour les personnes ayant atteint l'âge « x » exact, de décéder au cours de l'intervalle, à partir du début de l'âge « x » exact jusqu'au début de l'âge « x+n ». En d'autres termes, ${}_nq_x$ est le quotient de mortalité pour une cohorte hypothétique de 100 000 personnes dans l'intervalle d'âge [x, x+n). Pour les tables de mortalité complètes, l'intervalle d'âge est d'un an, c.-à-d. que n = 1. Dans ce cas, on supprime parfois l'indice de gauche et on désigne tout simplement le quotient de mortalité par q_x.

Dans les sous-sections 2.1.1 à 2.1.6, nous montrons comment nous avons calculé les valeurs q_x. Le calcul des autres éléments des tables de mortalité est présenté à la section 3.

2.1.1 De 0 à 4 ans

Par définition,

(1) q_x est la probabilité pour une personne d'âge x exact, de décéder avant d'atteindre l'âge x+1 exact,

et, puisque $p_x = 1 - q_x$,

(2) p_x est la probabilité pour une personne d'âge x exact, de survivre jusqu'à l'âge x+1 ans exacts.

À l'aide de la notation courante[6,7], nous pouvons présenter la probabilité de survie définie en (2) sous la forme du produit de deux probabilités de survie partielles :

(3) $p_x = ({}_{\alpha}p_x)({}_{\delta}p_x)$,

où

x représente les âges de 0 à 4 ans,

${}_{\alpha}p_x$ est la probabilité qu'une personne d'âge x exact survive jusqu'à la fin de l'année civile au cours de laquelle elle a atteint l'âge x, et

${}_{\delta}p_x$ est la probabilité qu'une personne vivante à la fin de l'année civile au cours de laquelle elle a atteint l'âge x survive jusqu'à l'âge x+1 exact.

Ce qui précède nous permet d'écrire :

(4) ${}_{\alpha}p_x = P'_x / E_x$,

où

P'_x est le nombre de personnes qui ont atteint l'âge x au cours de la période d'observation de 3 ans, soit 1995-1997 et qui étaient vivantes à la fin de l'année au cours de laquelle elles ont atteint l'âge x exact, et

E_x est le nombre de personnes qui ont atteint l'âge x au cours de la période 1995-1997.

De même,

(5) ${}_{\delta}p_x = E_{x+1} / P''_x$,

où

E_{x+1} est le nombre de personnes qui ont atteint l'âge x+1 au cours de la période 1995-1997, et

P''_x est le nombre de personnes vivantes à la fin de l'année civile au cours de laquelle elles ont atteint l'âge x et dont le (x+1)^e^ anniversaire se produit pendant la période 1995-1997.

Par conséquent, q_x est calculé à l'aide de l'équation suivante :

(6) $q_x = 1 - (P'_x / E_x)(E_{x+1} / P''_x)$,

pour x = 0 à 4 ans.

Nota : Il ne faut pas confondre les lettres P et E en majuscules avec les lettres p et e en minuscules qui désignent, respectivement, la proportion des personnes encore en vie et la moyenne des années qui restent à vivre. Pour plus d'explications sur la façon dont P et E ont été calculés, voir l'annexe 2.

Dans les tables de mortalité complètes des provinces, nous avons ensuite vérifié les valeurs de q_0 à q_4 afin de nous assurer que ces valeurs diminuaient de façon monotone. En général, $q_0 > q_1$; pour s'assurer que la série de q_0 à q_4 diminuait de façon monotone, seulement l'ajustement à la série de q_1 à q_4 était nécessaire. Cet ajustement se fait comme suit. Conformément à la définition (1) qui précède, on a d'abord calculé les valeurs des probabilités de survie p_x pour une province en utilisant le q_x, et on a obtenu de nouveaux p_x en appliquant le profil national de probabilités de survie entre 1 et 4 ans à la moyenne géométrique de probabilités de survie provinciales. Le nouveau p_x est calculé en utilisant la formule suivante[8] :

(7)

$$(\text{nouveau } p_x) = \frac{(\text{national } p_x)\left[\prod_{k=1}^{4}(\text{ancien } p_k)\right]^{\frac{1}{4}}}{\left[\prod_{k=1}^{4}(\text{national } p_k)\right]^{\frac{1}{4}}}$$

pour x = 1 à 4 ans,

où « national p_x » est la probabilité de survie nationale par sexe à l'âge x et « ancien p_k » est la probabilité de survie provinciale par sexe à l'âge k calculée auparavant. Par la suite, les nouvelles valeurs de q_x ont été calculées à partir de ces nouveaux p_x. L'intérêt de cette formule réside dans le fait qu'elle préserve le nombre de survivants à 5 ans exacts obtenu à l'aide des anciens p_x (et, par conséquent, des anciens q_x). Le tableau explicatif 1 présente un exemple de calcul pour les garçons de la Nouvelle-Écosse, avec une cohorte initiale de 100 000 naissances vivantes.

Tableau explicatif 1. Ajustement des quotients de mortalité, de 1 à 4 ans, garçons de la Nouvelle-Écosse

Âge x	Nombre prévu de décès en utilisant l'ancien q_x	Nombre prévu de décès en utilisant le nouveau q_x
0	497	497
1	53	40
2	11	29
3	19	23
4	27	18
Nombre de survivants à 5 ans	99 393	99 393

Le tableau explicatif 1 montre l'effet de l'ajustement des quotients de mortalité parmi les garçons de 1 à 4 ans de la Nouvelle-Écosse. Les nouveaux quotients de mortalité pour le groupe de 1 à 4 ans diminuent de façon monotone et le nombre de survivants à 5 ans demeure le même selon les anciens quotients de mortalité et selon les nouveaux.

Cette nouvelle méthode, tout comme celle qui a été utilisée pour la publication de tables de mortalité de 1990-1992, nécessite que q_0 à q_4 constituent une série qui diminue de façon monotone selon le sexe à l'échelle nationale. Toutefois, il a fallu modifier la valeur de q_3 pour les femmes à l'échelle du Canada afin d'obtenir ce résultat; nous avons remplacé q_3 par la moyenne arithmétique de q_2 et de q_4.

La formule (7) a été appliquée pour les hommes dans toutes les provinces sauf l'Ontario. Le remplacement a dû être effectué également pour les femmes dans toutes les provinces sauf la Nouvelle-Écosse. De plus, la méthode a été étendue jusqu'à l'âge de 8 ans pour les hommes de Terre-Neuve de façon à obtenir une série de quotients q_0 à q_8 qui diminue de façon monotone.

Dans le cas des femmes du Manitoba et de la Nouvelle-Écosse ainsi que des hommes du Nouveau-Brunswick et de la Colombie-Britannique, nous disposions déjà d'une séquence de q_0 à q_4 qui diminuait de façon monotone. La méthode d'ajustement a donné une nouvelle série de quotients de mortalité q_1 à q_4 qui était plus lisse, de sorte que nous l'avons retenue plutôt que la série initiale de q_1 à q_4.

2.1.2 Pour 7, 12, 17, …, 87 ans

Pour désigner ces âges, nous utilisons l'expression âges « pivots », parce qu'ils représentent le milieu des groupes d'âge habituels, 5-9 ans, 10-14 ans, 15-19 ans, etc. L'équation de base, dite la méthode actuarielle, est

(8) $q_x = 2 m_x / (2 + m_x)$,

où $x = 7, 12, 17, ..., 87$,

et m_x est le taux de mortalité défini de la façon suivante :

(8.1) $m_x = (D_x / 3) / P_x$,

où D_x et P_x sont définis par la formule de King[3] :

$$D_x = 0{,}216\, D'_x - 0{,}008\, (D'_{x-5} + D'_{x+5}),$$

$$P_x = 0{,}216\, P'_x - 0{,}008\, (P'_{x-5} + P'_{x+5}),$$

où

D'_x est la somme des décès observés pendant la période 1995-1997 aux âges x-2, x-1, x, x+1 et x+2,

P'_x est la somme des effectifs de population aux âges x-2, x-1, x, x+1 et x+2.

Même s'il y a encore certaines incertitudes au sujet de la qualité des effectifs de la population au-delà de 90 ans, nous avons tout de même utilisé ces effectifs pour chaque année d'âge jusqu'à 102 ans, limite acceptable selon les travaux de Bourbeau et Lebel[9]. Cette façon de faire permet d'éviter le problème rencontré dans la publication de 1990-1992, c'est-à-dire que le dernier groupe d'âge de la population était de 90 ans et plus. Par conséquent, les valeurs calculées de D'_{92} et P'_{92} étaient supérieures aux valeurs vraies; l'effet final sur m_{87} et sur q_{87} était considéré comme étant « inconnu » dans la publication de 1990-1992.

Nous inspirant de Chiang[10], nous avons estimé ainsi la variance de q_x :

(9) $var(q_x) = q_x^2 (1 - q_x) / D^*_x$,

où

D^*_x est le nombre moyen de décès à l'âge x pendant la période de trois ans de 1995-1997;

D^*_x = (1/3) [(nombre de décès à l'âge x en 1995) + (nombre de décès à l'âge x en 1996) + (nombre de décès à l'âge x en 1997)].

2.1.3 Pour 92, 97, 102, 107 et 112 ans

Aux âges « pivots » entre 92 et 112 ans inclusivement, la valeur de q_x a été obtenue par extrapolation au moyen de « l'équation (14) » de Nagnur[11]:

(10) $q_x = \min \{(4 q_{x-5} - 6 q_{x-10} + 4 q_{x-15} - q_{x-20}), 1\}$,

et l'estimation de la variance correspondante (compte non tenu de la covariance) :

(10.1) $var(q_x) = 16\, var(q_{x-5}) + 36\, var(q_{x-10}) + 16\, var(q_{x-15}) + var(q_{x-20})$,

pour x = 92, 97, 102, 107 et 112.

2.1.4 Âges intermédiaires de 13 à 106 ans

Nous obtenons alors les valeurs intermédiaires des quotients q à partir des valeurs q correspondant aux âges « pivots » selon la formule tangentielle de différence troisième de Karup-King avec une limite supérieure de 1. Cette formule préserve les valeurs q calculées jusqu'ici aux âges « pivots ».

(11) $q_{x+1} = \min \{ (-0{,}064\, q_{x-5} + 0{,}912\, q_x + 0{,}168\, q_{x+5} - 0{,}016\, q_{x+10}), 1 \}$,

(12) $q_{x+2} = \min \{ (-0{,}072\, q_{x-5} + 0{,}696\, q_x + 0{,}424\, q_{x+5} - 0{,}048\, q_{x+10}), 1 \}$,

(13) $q_{x+3} = \min \{ (-0{,}048\, q_{x-5} + 0{,}424\, q_x + 0{,}696\, q_{x+5} - 0{,}072\, q_{x+10}), 1 \}$,

(14) $q_{x+4} = \min \{ (-0{,}016\, q_{x-5} + 0{,}168\, q_x + 0{,}912\, q_{x+5} - 0{,}064\, q_{x+10}), 1 \}$,

où x = 12, 17, 22, ..., 102.

La variance a été estimée selon la procédure exposée dans la section précédente. Ainsi, par exemple, pour obtenir q_{106}, nous avons besoin des valeurs pivots q_{97}, q_{102}, q_{107} et q_{112}.

2.1.5 Âges intermédiaires de 5 à 11 ans

Nous avons utilisé des formules différentes pour les âges intermédiaires de 5 à 11 ans. Ces formules sont tirées de Nagnur, avec quelques modifications pour les signes[11].

Pour les âges de 8 à 11 ans, l'ensemble des quatre équations ci-après a été tiré de la formule non reproductrice osculatrice de différence cinquième de Jenkins :

(15) $q_8 = -(217\, q_2 - 3\,892\, q_7 - 966\, q_{12} + 140\, q_{17} + q_{22}) / 4\,500$,

(16) $q_9 = -(296\, q_2 - 3\,056\, q_7 - 1\,968\, q_{12} + 220\, q_{17} + 8\, q_{22}) / 4\,500$,

(17) $q_{10} = -(279\, q_2 - 2\,124\, q_7 - 2\,862\, q_{12} + 180\, q_{17} + 27\, q_{22}) / 4\,500$,

(18) $q_{11} = -(208\, q_2 - 1\,228\, q_7 - 3\,054\, q_{12} + 40\, q_{17} + 64\, q_{22}) / 4\,500$.

Ces équations produisent une courbe plus lisse que ce n'est le cas pour la formule de Karup-King utilisée pour les âges intermédiaires de 13 à 105 ans[12].

Enfin, pour 5 et 6 ans :

(19) $q_5 = -\,0{,}3\, q_3 + q_4 + 0{,}5\, q_7 - 0{,}2\, q_{8,}$

(20) $q_6 = -\,0{,}2\, q_3 + 0{,}5\, q_4 + q_7 - 0{,}3\, q_8$.

Il faut préciser que puisque ces formules utilisent q_2, q_3, et q_4 et puisque certains ajustements sont apportés à ces estimations pour faire de la séquence q_0 à q_4 une série qui diminue de façon monotone, nous avons dû déterminer si nous allions utiliser les valeurs non ajustées ou les valeurs ajustées de q_2 à q_4 dans les formules précédentes. Pour les garçons en Colombie-Britannique et au Nouveau-Brunswick, nous avons recalculé q_5, q_6 et q_8 à q_{11} selon les nouvelles valeurs ajustées de q_1 à q_4. Dans le cas des garçons de Terre-Neuve, nous avons recalculé seulement les valeurs de q_9 à q_{11}, parce que nous avions utilisé, pour q_1 à q_8, la technique exposée en 2.1.1 ci-dessus. Pour toutes les autres provinces, quel que soit le sexe, nous avons calculé les valeurs de q_5, q_6 et q_8 à q_{11} d'après les valeurs non ajustées de q_1 à q_4.

2.1.6 Estimation des quotients de mortalité nationaux et provinciaux pour les âges avancés à l'aide d'un modèle

Comme il en a été question en sous-section 2.1.2, la qualité des estimations de la population devient plus incertaine aux âges avancés. Coale et Kisker[13] ont observé d'importants problèmes dans l'exactitude des effectifs de la population d'âges élevés aux États-Unis, notamment en raison d'erreurs de déclarations de l'âge. Pour cette raison ils ont proposé une solution de rechange pour estimer les taux de mortalité aux âges avancés à l'aide d'un modèle. Cette méthode donne une évolution plus réaliste des quotients de mortalité aux âges très avancés, compte tenu de la décélération du taux d'augmentation des quotients de mortalité qu'on a observée récemment. La méthode repose sur les étapes suivantes :

On calcule d'abord les taux moyens de mortalité à certains âges particuliers, à savoir x = 82, 83, …, 86 ans :

$M_x = D^*_x / P_x$,

où, comme en sous-section 2.1.2 ci-dessus, D^*_x est le nombre moyen de décès à l'âge x sur la période de trois ans de 1995-1997.

On retient la moyenne de M_x autour de x = 84 :

$M_{avg} = (1/5)\ (M_{82} + M_{83} + M_{84} + M_{85} + M_{86})$;

Deux constantes (K_{85} et S) sont définies par la suite :

$K_{85} = (1/4) \log(M_{86} / M_{82})$;

$S = (-1/325)\ [\ \log(M_{avg} / M_{110}) + 26\ K_{85}\ ]$.

Nous supposons que M_{110} = 1 pour les hommes et 0,8 pour les femmes.

Pour les âges x entre 87 et 117 ans, de nouvelles estimations CK (Coale-Kisker) du taux de mortalité selon l'âge sont calculées :

(21) $M_{CK}(x) = M_{avg}\ \mathrm{EXP}\{\ (x - 84)[\ K_{85} + (x - 85)(S/2)\ ]\ \}$.

Maintenant, pour (87 ans) ≤ x ≤ (117 ans), nous calculons les nouvelles estimations CK de la probabilité de mourir avant le prochain anniversaire, comme nous l'avons fait dans l'équation de base (8) :

(22) $Q_{CK}(x) = (\ 2\ M_{CK}(x)\ ) / (\ 2 + M_{CK}(x)\ )$.

L'estimation de la variance pour ces nouveaux quotients CK a été faite en utilisant $Q_{CK}(x)$ au lieu de q_x dans la formule (9).

Il nous a fallu ensuite décider à partir de quel âge nous allions remplacer la valeur de q_x calculée dans l'équation (8) par la nouvelle valeur modélisée de $Q_{CK}(x)$. Pour les estimations au niveau des provinces, nous avons choisi de conserver la valeur de q_x jusqu'à l'âge pivot x = 87 ans, puis d'utiliser $Q_{CK}(x)$ à partir de x = 88 ans. À l'échelle nationale, toutefois, nous avons conservé la valeur de q_x jusqu'à x = 92 ans, puis nous avons utilisé $Q_{CK}(x)$ à partir de x = 93 ans.

Mais une autre question se pose. Selon la formule utilisée en sous-section 2.1.4 pour le calcul des valeurs de q aux âges intermédiaires, nous constatons, par exemple, que les calculs de q_{88} à q_{91} se font au moyen de q_x aux âges pivots 77, 82, 87, 92 et 97 ans. Mais puisque nous venons de calculer des nouvelles valeurs de q_x pour 97 ans à l'échelle nationale, et pour 92 ans et 97 ans au niveau provincial, il nous faut décider de recalculer ou non q_{88} à q_{91} au moyen de cette nouvelle valeur q_x pour les âges pivots. La séquence des q_x, qui comprenait les anciennes valeurs q_{88} à q_{91} et le nouvel âge pivot q_x, étant suffisamment lisse, nous avons choisi de ne pas y apporter d'autres ajustements.

En dépit de cette stratégie, nous avons quand même fait un nouvel ajustement manuel dans deux séries de données provinciales ventilées selon le sexe, pour éviter des « soubresauts » dans la série q_x. Pour les hommes du Nouveau-Brunswick et les femmes de Terre-Neuve, nous avons calculé la moyenne de q_{87} et de $Q_{CK}(89)$ pour obtenir une nouvelle valeur de q_{88}. En ce qui concerne l'estimation de la variance, il faut préciser que :

$q_{88,new} = (1/2)\ q_{87} + (1/2)\ Q_{CK}(89)$,

puis, s'il n'y a pas de covariance entre q_{87} et $Q_{CK}(89)$,

$\mathrm{var}(q_{88,new}) = (1/4)\ \mathrm{var}(q_{87}) + (1/4)\ \mathrm{var}(\ Q_{CK}(89)\ )$.

Nous avons toutefois choisi une stratégie plus prudente, qui a consisté à retenir la plus grande des valeurs de $\mathrm{var}(q_{88,new})$ et de $\mathrm{var}(q_{88})$, qui, en fin de compte, correspondaient à l'estimation originale de $\mathrm{var}(q_{88})$.

2.2 Les tables de mortalité abrégées

Dans une table de mortalité abrégée, le passage d'une rangée à la suivante donne souvent lieu à un écart de plus d'une année, de telle sorte que nous avons utilisé dans la présente section la notation ${}_nq_x$ pour exprimer la probabilité qu'une personne vivante d'âge x exact décédera avant d'atteindre l'âge x + n exact.

Nous avons choisi de ne pas construire des tables de mortalité complètes pour l'Île-du-Prince-Édouard et pour les territoires combinés, car l'effectif de leur population n'est pas assez élevé pour établir une table de mortalité significative. Nous avons plutôt opté pour des tables de mortalité abrégées pour les hommes et les femmes, en retenant la méthode adoptée pour dresser les tables de mortalité de 1970-1972 (voir le document technique rédigé par Silins et Zayachkowski[14]). Alors que les tables de la publication de 1990-1992 ont suivi scrupuleusement cette méthode, certaines améliorations ont été apportées pour la publication de 1995-1997.

Tout d'abord, nous avons défini 22 groupes d'âge : 0 an, 1-4 ans, 5-9 ans, 10-14 ans, 15-19 ans, 20-24 ans, 25-29 ans, 30-34 ans, 35-39 ans, 40-44 ans, 45-49 ans, 50-54 ans, 55-59 ans, 60-64 ans, 65-69 ans, 70-74 ans, 75-79 ans, 80-84 ans, 85-89 ans, 90-94 ans, 95-99 ans, 100 ans et plus.

Puis, nous avons effectué les calculs mentionnés ci-après, au niveau provincial :

(23) $m_x = D_x / (3 P_x)$,

où

m_x est le taux moyen de mortalité à certains âges,

x désigne la limite inférieure de chaque groupe d'âge : x = 0, 1, 5, 10, ..., 85, 90, 95, 100 ans,

D_x est le nombre de décès dans le groupe d'âge qui commence à l'âge x, pendant la période 1995-1997, et

P_x est l'effectif de la population dans le groupe d'âge qui commence à l'âge x, le 1er juillet 1996, ajusté en fonction du sous-dénombrement net de la population et incluant le nombre de résidents non permanents (voir section 1).

(24) $F_0 = g_2 / (g_1 + g_2)$,

où

F_0 est le coefficient de répartition des décès à l'âge 0 an, et

g_k est le nombre de décès à l'âge 0 an dans le groupe de décès k; le groupe 1 réunit les personnes qui sont mortes au cours de l'année civile pendant laquelle elles sont nées; le groupe 2 concerne les personnes qui sont mortes au cours de l'année civile suivant celle au cours de laquelle elles sont nées (voir l'annexe 1 pour plus de détails).

Comme on le verra de façon plus détaillée dans l'annexe 1, nous avons calculé ces coefficients de répartition séparément pour les hommes et les femmes, mais pas nécessairement par province. Contrairement aux calculs des coefficients de répartition pour les tables de mortalité complètes (voir le tableau A1 à l'annexe 1), nous avons intégré les données de l'Î.-P.-É. et des territoires dans le calcul des coefficients de répartition pour les tables de mortalité abrégées. Pour l'Î.-P.-É., nous avons utilisé les coefficients de répartition calculés pour les quatre provinces de l'Atlantique réunies. Pour les trois territoires combinés, nous avons utilisé les coefficients de répartition calculés pour les territoires combinés à tout l'Ouest du Canada (à partir du Manitoba).

(25.1) ${}_1q_0 = D_0 / [B_{94\text{-}96} (1 - F_0) + B_{95\text{-}97} (F_0)]$,

où

D_0 est le nombre de décès à 0 an observés pendant la période 1995-1997,

$B_{94\text{-}96}$ est le nombre total de naissances observées pendant la période 1994-1996,

$B_{95\text{-}97}$ est le nombre total de naissances observées pendant la période 1995-1997.

La formule (25.1) pour ${}_1q_0$ représente une meilleure estimation de q_0 que celle qui a servi pour les tables de mortalité de 1990-1992, parce qu'elle tient compte des variations du nombre annuel de naissances pendant la période.

(25.2) ${}_4q_1 = m_1 / \beta_1$, c'est-à-dire la méthode de Greville[2],

où

m_1 est défini par l'équation (23), et

$\beta_1 = (1 / w_1) + m_1 \; [(1 - F_1) + (w_1/12) (m_1 - k)]$,

où

$w_1 = 4$ (étendue de l'intervalle d'âge de 1-5 ans);

F_1 est le coefficient de répartition du groupe d'âge de 1 à 4 ans, calculé selon le sexe et la région au moyen de la méthode expliquée ci-dessus, et

$k = (1/45) \; \ln (m_{85} / m_{40})$.

(25.3) ${}_5q_x = m_x / \beta_x$,

où

$x = 5, 10, ..., 85, 90, 95$,

m_x est défini par l'équation (23) et

$\beta_x = (1 / w_x) + m_x \; [0,5 + (w_x/12) (m_x - k)]$,

où

$w_x = 5$ (étendue des intervalles d'âge pour x = 5 jusqu'à 95), et

$k = (1/45) \; \ln (m_{85} / m_{40})$.

Pour toutes les valeurs de ${}_nq_x$ jusqu'à ce point, nous utilisons l'estimation de la variance :

(25.4) $\mathrm{Var}(q_x) = {}_nq_x^2 \; (1 - {}_nq_x) / D_x$.

(25.5) $q_{100} = 1$

Précisons que $\mathrm{var}(q_{100}) = 0$, soit parce que la valeur de q_{100} est une constante, soit par l'application de la formule d'estimation de la variance donnée ci-dessus. La conséquence malencontreuse de ce résultat est que $\mathrm{var}(e_{100}) = 0$.

(26.1) $l_0 = 100\,000$

(26.2) ${}_1d_0 = {}_1q_0 \; l_0$

(27.1.1) $l_1 = l_0 - {}_1d_0$

(27.1.2) ${}_4d_1 = {}_4q_1 \; l_1$

(27.2.1) $l_5 = l_1 - {}_4d_1$

(27.2.2) ${}_5d_5 = {}_5q_5 \; l_5$

(27.3.1) $l_x = l_{x-5} - {}_5d_{x-5}$ pour $x = 10, 15, ..., 100$

(27.3.2) ${}_5d_x = {}_5q_x \; l_x$ pour $x = 10, 15, ..., 100$

(28.1) $_1L_0 = l_0 - (1 - F_0)\ _1d_0$

(28.2.1) $_4L_1 = {}_4d_1 / {}_4m_1$ si $_4m_1 \neq 0$

(28.2.2) $_4L_1 = 4\ l_1$ si $_4m_1 = 0$

(28.3.1) $_5L_5 = {}_5d_5 / {}_5m_5$ si $_5m_5 \neq 0$

(28.3.2) $_5L_5 = 5\ l_5$ si $_5m_5 = 0$

(28.4.1) $_5L_x = 2.5\ (l_x + l_{x+5}) + (5/24)\ ({}_5d_{x+5} - {}_5d_{x-5})$

si $_5m_x \neq 0$, pour x = 10, 15, ..., 90

(28.4.2) $_5L_x = 5\ l_x$ si $_5m_x = 0$, pour x = 10, 15, ..., 90

(28.5.1) $_5L_{95} = {}_5d_{95} / {}_5m_{95}$ si $_5m_{95} \neq 0$

(28.5.2) $_5L_{95} = 5\ l_{95}$ si $_5m_{95} = 0$

(28.6.1) $L_{100+} = d_{100+} / m_{100+}$ si $m_{100+} \neq 0$

(28.6.2) $L_{100+} = 4\ l_{100+}$ si $m_{100+} = 0$

(29.1) $T_{100+} = L_{100+}$

(29.2) $T_x = T_{x+5} + {}_5L_x$ pour x = 95, 90, ..., 5 (les valeurs pour x décroissent)

(29.3) $T_1 = T_5 + {}_4L_1$

(29.4) $T_0 = T_1 + {}_1L_0$

(30) $e_x = T_x / l_x$ pour x = 0, 1, 5, 10, ..., 100

Pour estimer la variance de e_x, nous avons simplement utilisé la méthode qu'on trouve dans l'ouvrage de Chiang[10] pour l'estimation de la variance de q_x, et nous avons appliqué la formule suivante :

(30.1) $$\mathrm{var}(e_x) = \frac{1}{l_x^2} \sum_{i=x}^{N-1} l_i^2\ [(1 - f_0)\ w_i + e_{i+1}]^2\ \mathrm{var}(q_x)$$

où,

N est le nombre total de lignes de la table, et

w_x est l'étendue de l'intervalle d'âge dont x est la limite inférieure.

(31) $_np_x = 1 - {}_nq_x$; n = 1 pour x = 0; n = 4 pour x = 1; n = 5 pour x = 5, 10, ..., 95

Une fois les calculs mentionnés plus haut effectués, les valeurs ont été arrondies d'après la méthode de Sirken[3], qui comprend les étapes suivantes :

- arrondir l_x et T_x à l'entier le plus rapproché, pour x = 0, 1, 5, 10, ..., 100
- poser $_1d_0 = l_0 - l_1$
- poser $_4d_1 = l_1 - l_5$
- poser $_5d_x = l_x - l_{x+5}$ pour x = 5, 10, ..., 95
- poser $_5d_{90} = l_{90}$
- poser $_1L_0 = T_0 - T_1$
- poser $_4L_1 = T_1 - T_5$
- poser $_5L_x = T_x - T_{x+5}$ pour x = 5, 10, ..., 95
- poser $_5L_{90} = T_{90}$
- arrondir $_np_x$, $_nq_x$ et e_x pour x = 0, 1, 5, 10, ..., 100 ($_np_x$ et $_nq_x$ sont arrondis à 5 décimales; e_x est arrondi à 2 décimales).

2.3 Les tables de mortalité des enfants de moins d'un an

C'est la sixième fois que nous publions les séries de tables de mortalité pour les subdivisions de la première année de vie pour le Canada. Comme dans le cas des tables de mortalité de 1990-1992, nous avons utilisé la méthode décrite en détail par Sirken[15] pour produire ces tables. L'élaboration de ces tables repose sur l'hypothèse selon laquelle une cohorte isolée de 100 000 naissances vivantes est sujette aux quotients de mortalité de chacune des subdivisions d'une année d'âge, pour la première année de vie seulement.

Nous avons utilisé les bases de données des décès (années 1995 à 1997) et des naissances (années 1994 à 1997) de l'état civil pour produire les tables de mortalité des enfants de moins d'un an. L'âge au décès a été calculé en nombre de jours ou de mois complets de vie. Pour les décès qui se sont produits dans les 24 heures ayant suivi la naissance, l'âge est déclaré en nombre de minutes ou d'heures de vie. Pour ces décès, nous avons attribué à l'âge le code 0 jour (c.-à-d. moins d'un jour de vie). Les autres décès d'enfants de moins d'un an ont été codés d'après le nombre de jours ou de mois de vie déclaré dans les fichiers de données des décès.

Nous avons utilisé les 21 subdivisions de la première année de vie, présentées ci-dessous, pour calculer les quotients de mortalité dans les tables de mortalité des enfants de moins d'un an : les sept premiers jours, les deuxième à quatrième semaines et les deuxième à douzième mois. En plus de ces subdivisions, les tables de mortalité des enfants de moins d'un an comprennent deux lignes additionnelles : une pour la première semaine (somme des décès qui se sont produits au cours des sept premiers jours) et une pour le premier mois (somme des décès qui se sont produits au cours des quatre premières semaines).

Tableau explicatif 2. Subdivisions de la première année de vie

Numéro de subdivision (s)	Intervalle d'âge
1	≥ 0 et < 1 jour
2	≥ 1 et < 2 jours
3	≥ 2 et < 3 jours
4	≥ 3 et < 4 jours
5	≥ 4 et < 5 jours
6	≥ 5 et < 6 jours
7	≥ 6 et < 7 jours
8	≥ 1 et < 2 semaines
9	≥ 2 et < 3 semaines
10	≥ 3 et < 4 semaines
11	≥ 4 semaines et < 2 mois
12	≥ 2 et < 3 mois
13	≥ 3 et < 4 mois
14	≥ 4 et < 5 mois
15	≥ 5 et < 6 mois
16	≥ 6 et < 7 mois
17	≥ 7 et < 8 mois
18	≥ 8 et < 9 mois
19	≥ 9 et < 10 mois
20	≥ 10 et < 11 mois
21	≥ 11 et < 12 mois

2.3.1 Quotients de mortalité

Les quotients de mortalité pour les 21 subdivisions de la première année de vie ont été calculés en deux étapes, que voici.

Étape 1 : Calcul du nombre de naissances exposées au risque de décès

Pour chacune des 21 subdivisions de la première année de vie, nous avons calculé le nombre de naissances dans la subdivision s qui étaient exposées au risque de décès, β_s, en nous servant des formules ci-dessous. Ces formules ont été proposées par Sirken et elles sont exprimées d'une manière différente mais équivalente par d'autres auteurs[7,11,15].

Pour la subdivision 21 (qui correspond à l'intervalle d'âge 11-12 mois) :

$$(32)\quad \beta_{21} = \left\{ \frac{B_{1994,1}}{2} + \sum_{m=2}^{12} B_{1994,m} \right\} + \left\{ \sum_{m=1}^{12} (B_{1995,m} + B_{1996,m}) \right\} + \left\{ \frac{B_{1997,1}}{2} \right\},$$

où $\beta_{y,m}$ est le nombre de naissances observées dans le mois m de l'année y.

Pour les subdivisions 20, 19, ..., 11 :

$$(33)\quad \beta_{21-(i-1)} = \left\{ \frac{B_{1994,i}}{2} + \sum_{m=i+1}^{12} B_{1994,m} \right\} + \left\{ \sum_{m=1}^{12} \left(B_{1995,m} + B_{1996,m}\right) \right\} + \left\{ \left(\sum_{m=1}^{i-1} B_{1997,m} \right) + \frac{B_{1997,i}}{2} \right\},$$

pour i = 2 to 11.

Pour les subdivisions 10, 9, ..., 1 :

$$(34)\quad \beta_{21-(i-1)} = \left(f_i B_{1994,12}\right) + \left\{ \sum_{m=1}^{12} \left(B_{1995,m} + B_{1996,m}\right) \right\} + \left\{ \left(\sum_{m=1}^{11} B_{1997,m} \right) + \left(1 - f_i\right) B_{1997,12} \right\}$$

pour i = 12 à 21, où i - 1 = 11 à 20, f_i étant la fraction indiquée dans le tableau explicatif 3.

Tableau explicatif 3. Fractions utilisées pour le calcul des naissances exposées au risque de décès pour les subdivisions 10 à 1

i	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
Numéro de subdivision s = 21 - (i-1)	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1
f_i	49/62	35/62	21/62	13/62	11/62	9/62	7/62	5/62	3/62	1/62

Les fractions f_1 sont utilisées pour les valeurs de i allant de 12 à 21, ce qui correspond aux subdivisions nº 10 à 1 respectivement, qui sont les subdivisions du premier mois de vie, comme on peut le voir dans les tableaux explicatifs 2 et 3. Par exemple, f_{21} sert à calculer le nombre de naissances dans la subdivision nº 1 qui étaient exposées au risque de décès (cette subdivision correspond au premier jour de vie). Dans ce cas, $f_{21}B_{1994,12}$ = (1/62) $B_{1994,12}$ représente la moitié du nombre de naissances observées le dernier jour de 1994 (c.-à-d. le 31 décembre 1994) : (0,5) (1/31) = 1/62. Pour i = 20, nous avons s = 2, et $f_{20}B_{1994,12}$ = (3/62) $B_{1994,12}$ représente toutes les naissances observées le dernier jour de 1994 plus la moitié des naissances observées le jour précédent (30 décembre 1994) : (1/31) + (0,5) (1/31) = 3/62.

L'utilisation des fractions ci-dessus repose sur l'hypothèse de la distribution uniforme des naissances dans les mois de décembre 1994 et décembre 1997. De même, on utilise la fraction 1/2 dans les formules (32) et (33) ci-dessus dans l'hypothèse où les naissances observées dans les mois correspondants étaient distribuées uniformément. Nous avons testé une autre méthode durant l'élaboration des programmes SAS pour les tables de 1990-1992. Elle consistait à utiliser le nombre exact de naissances observées au lieu des fractions de Sirken. Les résultats n'étaient pas très différents, de sorte que nous avons renoncé à utiliser cette autre méthode pour la publication de 1995-1997.

Étape 2 : Calcul des quotients de mortalité

Ensuite, nous avons calculé le quotient de mortalité pour la subdivision s au moyen des équations suivantes :

(35) $q_1 = d_1/\beta_1$

$$(36)\quad q_s = d_s \;/\; \left\{ \beta_s - \sum_{k=1}^{s-1} d_k \right\}$$

où,

d_1 est le nombre de décès dans la subdivision 1, et

d_s est le nombre de décès dans la subdivision s, pour s = 2 à 21.

Pour estimer la variance, nous avons encore ici appliqué la formule de Chiang[10] :

(37) $\mathrm{Var}(q_s) = q_s^2 \,(1 - q_s)\,/\,d_s$

2.3.2 Population stationnaire

Le nombre d'années-personnes dans la population stationnaire a été calculé au moyen de l'équation suivante :

(38) $L_s = c_s\,[\,l_s - d_s/2\,]$ pour s = 1 à 21,

où,

c_s représente l'étendue de l'intervalle d'âge en années : pour une période d'une journée (s = 1 à 7), c_s est 1/365; pour une période d'une semaine (s = 8 à 10), c_s est 7/365; pour le deuxième mois de vie (s = 11), c_s est 357/4 015; pour les mois 3 à 12 (s = 12 à 21), c_s est 335/4 015,

l_s est le nombre de personnes vivantes au début de la subdivision s, et

d_s est le nombre de décès dans la subdivision s.

Pour le premier jour de vie, le nombre de décès est multiplié habituellement par un facteur plus grand que 0,5. La formule usuelle est :

(39) $L_1 = c_1 [l_1 - (1 - f_0) d_1]$,

où

$c_1 = 1/(365+1/3)$, parce qu'il y avait en moyenne 365 jours et un tiers au cours de chacune des années 1995, 1996 et 1997, et

f_0 désigne la fraction des décès au premier jour (c.-à-d. des décès survenus dans un intervalle de moins de 24 heures après la naissance) qui sont survenus le lendemain de la naissance.

La fraction f_0 peut être exprimée par l'équation :

(40) $f_0 = \delta_2 / (\delta_1 + \delta_2)$

où

δ_1 désigne le nombre de décès du premier jour qui sont survenus le jour de la naissance, et

δ_2 représente le nombre de décès du premier jour qui sont survenus le lendemain de la naissance.

Comme, en règle générale, les décès du premier jour surviennent majoritairement dans les heures qui suivent immédiatement la naissance, δ_1 devrait être plus grand que δ_2, ce qui implique que f_0 devrait être inférieur à 0,5 et $1 - f_0$, supérieur à 0,5. Nous avons calculé les valeurs de f_0 pour l'ensemble du Canada et nous avons obtenu 0,11674 pour les garçons et 0,10590 pour les femmes.

3. DÉFINITIONS DES ÉLÉMENTS DES TABLES DE MORTALITÉ

Ce document présente trois types de tables de mortalité : des tables pour les enfants de moins d'un an (c'est-à-dire pendant la première année de la vie), des tables de mortalité complètes et des tables de mortalité abrégées. Les estimations qui figurent dans toutes ces tables ont été produites séparément pour les hommes et pour les femmes. Les tables concernant les enfants de moins d'un an ont été produites pour l'ensemble du Canada seulement. Les tables complètes ont été calculées pour le Canada et toutes les provinces, à l'exception de l'Île-du-Prince-Édouard. Des tables abrégées ont été produites seulement pour l'Île-du-Prince-Édouard et les territoires combinés (c'est-à-dire le Yukon, les Territoires du Nord-Ouest et le Nunavut).

Colonne âge x : intervalle d'âge

La principale différence dans la présentation matérielle des diverses tables de mortalité concerne les intervalles d'âge pour lesquels les estimations ont été produites. En ce qui concerne les tables de mortalité des enfants de moins d'un an, les intervalles d'âge revêtent la forme [x, x+n), où le premier âge, x, est inclus dans l'intervalle tandis que le second, x+n, en est exclu. Autrement dit, le premier âge indique le nombre d'unités (jours ou mois) *révolues*. Par exemple, l'intervalle « 0-1 jour » correspond aux décès qui surviennent dans la période de 24 heures qui débute au moment de la naissance d'un enfant vivant (les enfants mort-nés sont exclus) et qui se termine à la fin du jour 1 (c.-à-d. 23 heures et 59 minutes après la naissance, soit 23 heures révolues). L'intervalle « 1-2 jours » couvre le début du deuxième jour jusqu'à la fin du deuxième jour; il comprend donc les décès d'enfants qui ont vécu une journée entière mais qui sont morts avant la fin de la deuxième journée.

Dans le cas des tables de mortalité complètes, on retrouve un seul âge par ligne, qui repère le nombre d'années de vie révolues. Ainsi, l'intervalle considéré dans cette table est un intervalle entre deux âges exacts. En d'autres termes, l'intervalle d'un an commence le jour où l'individu atteint exactement l'âge x et se termine à la fin de la journée, la veille de son anniversaire suivant (x+1). Par exemple, un décès à 30 ans signifie que le sujet est mort le jour de son 30^e anniversaire ou après, mais avant son 31^e anniversaire.

Dans le cas des tables de mortalité abrégées, les intervalles d'âge revêtent la forme [x, x+n-1], c'est-à-dire que les deux âges, x et x+n-1, sont inclus dans l'intervalle. Par exemple, l'intervalle d'âge [40, 44] correspond aux décès qui surviennent chez les personnes qui ont entre 40 et 44 ans révolus (c.-à-d. que l'intervalle commence à l'âge de 40 ans pour se terminer juste avant le 45^e anniversaire). La plupart des intervalles d'âge sont des intervalles quinquennaux dans les tables de mortalité abrégées, sauf dans les deux premières lignes et dans la dernière ligne : la première ligne (âge 0) représente un intervalle d'un an et la seconde, un intervalle de quatre ans (1 à 4 ans); la dernière rangée, toutefois, représente un intervalle ouvert qui comprend tous les décès qui surviennent à 100 ans et plus.

Colonne l_x : nombre de survivants à l'âge x exact

L'indice l_x représente une estimation du nombre de membres d'une cohorte initiale de 100 000 naissances vivantes qui sont toujours vivants au début de chaque intervalle d'âge successif (c'est-à-dire à l'âge x exact). Le nombre de survivants diminue lentement à mesure que la cohorte vieillit, sous l'effet des quotients de mortalité selon l'âge et le sexe calculés pendant la période 1995-1997. Les différentes valeurs de l_x sont obtenues en appliquant successivement les quotients de mortalité $_nq_x$ aux membres de la cohorte initiale de 100 000 naissances vivantes qui sont toujours vivants au début de chaque intervalle.

Colonne $_nd_x$: nombre de décès entre l'âge x et l'âge x+n exacts

Cet élément indique le nombre de décès qui surviennent dans chaque intervalle d'âge successif parmi les personnes qui étaient vivantes au début de l'intervalle. Pour obtenir ces valeurs, on multiplie d'abord l_x par la valeur correspondante de $_nq_x$, (c.-à-d. $_nd_x = l_x \, _nq_x$). Après avoir calculé tous les éléments des tables de mortalité avec le degré de précision maximum que permet le logiciel SAS, on arrondit les valeurs de l_x au nombre entier le plus près et on pose les valeurs de $_nd_x$ égales à la différence entre les valeurs arrondies consécutives de l_x (en d'autres termes, on utilise la méthode d'arrondissement de Sirken[2], selon laquelle $_nd_x$ se voit attribuer la valeur de $l_x - l_{x+n}$).

Colonne $_np_x$: probabilités de survie (ou proportion d'individus qui vivront jusqu'à l'âge x+n)

Cet élément représente la probabilité qu'un individu d'âge x exact survive jusqu'à l'âge x+n exact, c'est-à-dire la proportion des membres de la cohorte qui sont vivants au début d'un intervalle d'âge et qui le sont encore au début de l'intervalle suivant. Cette valeur de $_np_x$, « la proportion qui survivent », est le complément à 1 de $_nq_x$, soit « la probabilité de décéder » entre l'âge x et l'âge x+n exacts (c.-à-d. $_np_x = 1 - {}_nq_x$).

Colonne $_nq_x$: quotients de mortalité (ou proportion d'individus qui mourront entre l'âge x et l'âge x+n exacts)

Cet élément représente la probabilité qu'un individu d'âge x exact meure avant d'atteindre l'âge x+n exact, c'est-à-dire la proportion de membres de la cohorte qui sont vivants au début d'un intervalle d'âge et qui mourront avant le début de l'intervalle suivant. C'est l'élément le plus important de la table de mortalité, car il en constitue la base. Plus précisément, il s'agit du premier élément calculé au moment de l'élaboration d'une table de mortalité (c'est-à-dire que cet élément provient des données observées), à partir duquel les autres éléments sont calculés en fonction de relations d'interdépendance.

Colonne cv($_nq_x$) : coefficient de variation de la variable $_nq_x$

Le coefficient de variation (cv) associé à la valeur estimée d'une variable (comme q) sert à comparer la variabilité de cette valeur estimée. Cette mesure est calculée à partir de l'estimation de la variance de la valeur de la variable en question, au moyen d'un calcul intermédiaire. (Les estimations de la variance pour q sont décrites dans la section 2.) Une fois établie la variance de q, on obtient simplement l'erreur-type (e-t) estimée de q en calculant sa racine carrée :

$$\text{e-t (q)} = \sqrt{\text{var(q)}} \; .$$

Ainsi, *e-t* est une mesure de variation de même échelle que q.

L'étape suivante consiste à transformer *e-t* en un coefficient de variation, à savoir une mesure relative de la variation. La formule qui suit montre qu'une valeur donnée de *e-t* aura une plus grande incidence sur une estimation plus faible de q que sur une valeur plus élevée.

cv(q) = e-t(q) / q

Les coefficients de variation sont exprimés en pourcentage dans les tables de mortalité. Par exemple, dans la table 2a, q(7) pour les hommes dans l'ensemble du Canada prend une valeur de 0,00012, le cv(7) correspondant étant de 20,4 %. Cela signifie que la probabilité que la valeur vraie de q(7) se situe entre [0,00012 - 0,204 (0,00012)] et [0,00012 + 0,204 (0,00012)], c'est-à-dire entre 0,00010 et 0,00014, est de 68 %. De la même façon, ce coefficient de variation montre également qu'il y a une probabilité de 95 % que la valeur vraie de q(7) tombe entre [0,00012 – 2 (0,204) (0,00012)] et [0,00012 + 2 (0,204) (0,00012)], c'est-à-dire entre 0,00007 et 0,00017; et une probabilité de 99 % que q(7) se retrouve entre [0,00012 - 2,5 (0,204) (0,00012)] et [0,00012 + 2,5 (0,204) (0,00012)], soit entre 0,00006 et 0,00018.

Les estimations dont le coefficient de variation est supérieur à 33,3 % doivent être utilisées très prudemment, car elles présentent une très forte variabilité. Même si des estimations de q dont le coefficient de variation est égal ou supérieur à 100,0 % sont publiées ici, les coefficients de variation eux-mêmes sont exclus des tables.

Colonne $_nL_x$: population stationnaire (nombre d'années vécues dans l'intervalle d'âge)

$_nL_x$ indique le nombre d'années vécues par les membres de la population stationnaire au cours de l'intervalle d'âge [x, x+n). Si l'on suppose a) qu'une cohorte de 100 000 personnes vient au monde chaque année pendant une période indéfinie, b) que la proportion de membres de la cohorte qui meurt dans chaque intervalle est fixe (selon les valeurs de $_nq_x$), c) que les décès sont répartis également dans le temps au cours de l'intervalle d'âge, d) qu'il n'y a pas de migration et e) que les naissances sont réparties également au cours de l'année civile, alors les survivants de ces cohortes successives constituent ce que l'on pourrait appeler une « population stationnaire ». On emploie le terme « stationnaire » parce que le nombre de personnes vivantes dans un groupe d'âge donné ne changera pas dans le temps et que le nombre de personnes entrant dans un groupe d'âge donné sera égal au nombre de personnes qui quittent le groupe, soit parce qu'elles meurent, soit parce qu'elles vieillissent (autrement dit le passage d'un groupe d'âge au groupe suivant). Le nombre de décès chaque année est égal au nombre des naissances, soit 100 000. En d'autres termes, les hypothèses sont telles que la colonne $_nL_x$ demeure inchangée d'une année à l'autre, et donc stationnaire.

Le calcul des valeurs de $_nL_x$ varie aux très jeunes âges à cause de l'inégalité de la répartition des décès dans les intervalles les plus jeunes (en d'autres termes, le risque de décès est plus grand dans la première partie de ces intervalles et il diminue progressivement dans la seconde partie). Pour compenser ce problème pour les enfants de 0 à 4 ans, on a utilisé les formules suivantes dans les tables complètes :

(41) $L_x = l_x - (1 - F_x) d_x,$

pour x = 0, 1

(42) $L_x = l_x - (1 - F_x) d_x - (d_{x-1} - d_{x+1}) /24,$

pour x = 2 à 4

où F_x représente le coefficient de répartition à l'âge x, soit la proportion de personnes, parmi celles qui meurent au cours de l'intervalle d'âge [x, x+1), ayant vécu pendant plus de la moitié de cet intervalle. (On trouvera les valeurs utilisées de F_x à l'annexe 1.)

Pour les personnes de cinq ans et plus, nous avons jugé qu'il était suffisamment exact d'utiliser la formule approximative suivante (qui est l'équivalent de l'équation (41) avec une valeur F_x de 0,5) :

(43) $L_x = l_x - 0,5\, d_x$

pour x = 5 jusqu'à l'âge maximum de la table de mortalité.

Colonne T_x : population stationnaire cumulée (nombre total d'années vécues à partir de l'âge x)

T_x indique le nombre total d'années vécues par les membres de la population stationnaire qui appartiennent à l'intervalle d'âge indiqué et par ceux qui appartiennent à tous les intervalles d'âge suivants.

(44) $$T_x = \sum_{k=x}^{\omega} L_k$$

pour x = 0 à ω

où ω est l'âge maximum dans la table de mortalité (à remarquer qu'à l'âge ω, $T_\omega = L_\omega$).

Colonne e_x : espérance de vie à l'âge x (nombre moyen d'années de vie restantes)

L'espérance de vie à l'âge x représente le nombre moyen d'années qu'il reste à vivre à ceux qui ont atteint cet âge, en fonction d'un ensemble déterminé de quotients de mortalité selon l'âge et le sexe (par exemple, les quotients de mortalité de la période 1995-1997) à partir de cet âge.

On calcule l'espérance de vie à l'âge x en divisant la valeur de T_x (nombre total d'années-personnes vécues à cet âge et aux âges subséquents) par la valeur correspondante de l_x (nombre de survivants à cet âge) :

(45) $e_x = T_x \; / \; l_x$

Nota : Suivant la recommandation de Chiang[10] et dans le but de simplifier la notation, le symbole e_x plutôt que le symbole $\mathring{e}_x$ a été utilisé pour désigner l'espérance de vie à l'âge x.

Par exemple, selon les tables complètes pour les années 1995-1997 pour le Canada (les tables 2a et 2b), le nombre moyen d'années de vie restantes pour les hommes canadiens de 60 ans est de 19,81 et l'âge moyen au décès pour ce groupe est de 79,81 ans. L'estimation correspondante pour les femmes canadiennes de 60 ans est de 24,06 années restantes (en moyenne), le décès survenant à 84,06 ans (en moyenne).

Colonne cv(e_x) : coefficient de variation de la variable e_x

Dans les tables de mortalité complètes, la variance de e est estimée de la même façon que dans les tables abrégées [voir l'équation (30.1) de la section 2], à deux exceptions près : a) dans chaque ligne, w_x = 1; b) le nombre de lignes (N) est de 110 (pour 0 à 109 ans inclusivement). Une fois var(e_x) établie, on calcule cv(e_x) de la même manière que cv(q_x).

Pour des explications sur la façon d'interpréter le cv(e_x), voir la colonne cv(${}_nq_x$) : le coefficient de variation de la variable ${}_nq_x$.

4. RÉFÉRENCES

1. Statistique Canada, *Statistiques démographiques annuelles, 2000* (nº 91-213 au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 2001.
2. E. Ng et J.F. Gentleman, « Incidence de la méthode d'estimation et de la correction de la population sur les estimations tirées des tables de mortalité canadiennes », *Rapports sur la santé*, 7(3), 1995, p. 15-22 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
3. Statistique Canada, *Tables de mortalité, Canada et provinces, 1990-1992* (nº 84-537 au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 1995.
4. SAS Institute Inc., *SAS Procedures Guide, Version 8*, Cary NC, SAS Institute Inc., 1999.
5. T.N.E. Greville, *United States Life Tables and Actuarial Tables, 1939-1941*, Washington, Public Health Service, 1946.
6. H.S. Shryock, E.A. Larmon et J.S. Siegel, *The Methods and Materials of Demography*, 4e édition, Washington, U.S. Bureau of the Census, 1980.
7. R.L. Brown, *Introduction to the Mathematics of Demography*, Winsted CT, Actex Publications, 1991.
8. J.F. Gentleman, correspondance entre Jane Gentleman, chef, Section des études sur la santé et l'état civil, Division de la statistique de la santé, Statistique Canada et R. Bourbeau, professeur agrégé, Département de démographie, Université de Montréal, le 8 mars 1996, concernant les commentaires de ce dernier au sujet des *Tables de mortalité, Canada et provinces, 1990-1992*.
9. R. Bourbeau et A. Lebel, « Mortality statistics for the oldest-old: An evaluation of Canadian data », *Demographic Research*, 2(2), 2000, disponible à : http:/ / www.demographicresearch.org/ volumes/ vol2/ 2.
10. C.L. Chiang, *The Life Table and its Applications*, Malabar FL, RE Krieger Pub. Co., 1984.
11. D.N. Nagnur, *Méthode de calcul des tables de mortalité : Canada et provinces, cycle 1980-1982*, document de recherche nº 9, Division de la recherche et de l'analyse, Ottawa, Statistique Canada, 1984.
12. M. Spiegelman, *Introduction to Demography*, 2e édition, Cambridge, Harvard University Press, 1968.
13. A.J. Coale et E.E. Kisker, « Defects in data on old-age mortality in the United States: New procedures for calculating mortality schedules and life tables at the highest ages », *Asian and Pacific Population Forum*, 4(1), 1990, p. 1-31.
14. J. Silins et W. Zayachkowski, *Canadian Abridged Life Tables, 1961-1963*, rapport technique nº 1, Division de la santé et bien-être social, Ottawa, Bureau fédéral de la statistique, 1966.
15. M.G. Sirken, « United States life tables for the first year of life, 1949-51 », *Vital Statistics Special Reports*, 41(3), Hyattsville MD, National Center for Health Statistics, 1955.

6. ANNEXES

Annexe 1. Calcul des coefficients de répartition

Le coefficient de répartition F_x représente la proportion de personnes, parmi celles qui meurent au cours de l'intervalle d'âge [x, x+1), qui ont vécu pendant plus de la moitié de cet intervalle. On calcule cette valeur de la façon suivante :

Prenons toutes les personnes qui sont décédées dans l'intervalle d'âge [x, x+1) et répartissons-les en deux groupes.

Le groupe 1 comprend les personnes qui sont décédées durant une année donnée après la date de leur anniversaire de naissance ou le jour même de leur anniversaire. Dans ce cas, l'année de naissance plus l'âge égale l'année du décès, par exemple quelqu'un qui est né en avril 1935 et qui est décédé à 60 ans en juin 1995 : 1935 + 60 = 1995.

Le groupe 2 comprend les personnes qui sont décédées durant une année donnée avant la date de leur anniversaire de naissance. Dans ce cas, l'année de naissance plus l'âge égale l'année du décès moins 1, par exemple quelqu'un qui est né en avril 1935 et qui est décédé à 60 ans en janvier 1996 : 1935 + 60 = 1996 - 1.

Alors, $F_x = g_{2,x} / (g_{1,x} + g_{2,x})$, où $g_{k,x}$ est le nombre de personnes du groupe k qui sont décédées à l'âge x durant la période 1995-1997.

Les tableaux A1 et A2 donnent les coefficients de répartition aux âges 0 à 4 ans qui ont servi au calcul des tables de mortalité pour les années 1995-1997. Pour les tables complètes, on utilise les coefficients de répartition de chaque âge à partir de 0 à 4 ans, tandis que pour les tables abrégées, on utilise un coefficient de répartition pour l'âge 0 et un autre pour 1 à 4 ans. De plus, comme on l'a expliqué dans la sous-section 2.2, les coefficients de répartition ont été calculés par région pour les tables de 1995-1997 (les tables de 1990-1992 utilisaient des coefficients de répartition provinciaux). Enfin, ces facteurs excluent les régions pour lesquelles les effectifs sont limités (l'Î.-P.-É. et les territoires) dans les tables de mortalité complètes, mais les intègrent dans les tables de mortalité abrégées.

Tableau A1. Coefficients de répartition par région, sexe et âge – Table de mortalité complète

Région	Hommes					Femmes				
	Âge (ans)					Âge (ans)				
	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4
Atlantique -- sans Î.-P.-É. (T.-N., N.-B., N.-É.)	0,11792	0,36842	0,55556	0,66667	0,37500	0,12155	0,50000	0,55556	0,28571	0,54545
Québec	0,10512	0,43137	0,40909	0,40426	0,37838	0,09790	0,56000	0,45455	0,37037	0,46875
Ontario	0,10833	0,42553	0,50704	0,52542	0,42857	0,12202	0,48571	0,50909	0,46667	0,52273
Ouest (Man., Sask., Alb., C.-B.)	0,14092	0,43333	0,43478	0,51111	0,54545	0,12134	0,41860	0,51163	0,56818	0,61111
Canada	0,12058	0,42578	0,46193	0,49068	0,45113	0,11765	0,47111	0,50000	0,47273	0,53968

Tableau A2. Coefficients de répartition par région, sexe et âge – Table de mortalité abrégée

Région	Hommes		Femmes	
	Âge (ans)		Âge (ans)	
	0	1 - 4	0	1 - 4
Atlantique (T.-N., Î.-P.-É., N.-B., N.-É.)	0,11261	0,43478	0,11340	0,47727
Québec[1]	0,10512	0,40782	0,09790	0,47887
Ontario[1]	0,10833	0,46992	0,12202	0,49749
Ouest & Nord (Man., Sask., Alb., C.-B., Yukon, T.-N.-O., Nunavut)	0,14521	0,47266	0,12552	0,50000

[1] Les coefficients de répartition pour le Québec et l'Ontario sont fournis à titre d'information seulement; aucunes tables de mortalité abrégées ne sont produites pour ces deux provinces.

Annexe 2. Calcul des quotients de mortalité pour les âges 0 à 4 dans les tables de mortalité complètes

Nous avons vu dans la sous-section 2.1.1 que q_x est calculé au moyen de l'équation,

(6) $q_x = 1 - (P'_x / E_x)\ (E_{x+1} / P''_x)$

pour x = 0 à 4 ans.

Nous utilisons la notation suivante :

E^z_x est le nombre de personnes qui atteignent l'âge x durant l'année civile z,

P^z_x est le nombre de personnes qui ont x ans révolus au début de l'année z,

D^z_x est le nombre de personnes qui meurent durant l'année z à l'âge x,

${}_\alpha D^z_x$ est le nombre de personnes qui meurent au cours de l'année z à l'âge x et qui ont atteint cet âge durant l'année z (l'année de leur naissance est z - x); cela correspond au groupe 1 mentionné dans l'annexe 1,

${}_\delta D^z_x$ est le nombre de personnes qui meurent durant l'année z à l'âge x et qui ont atteint cet âge durant l'année z-1 (l'année de leur naissance est z - x - 1); cela correspond au groupe 2 mentionné dans l'annexe 1.

Trois relations importantes découlent des définitions précédentes :

(46) $D^z_x = {}_\alpha D^z_x + {}_\delta D^z_x$

(47) $E^z_x = P^{z+1}_x + {}_\alpha D^z_x$

(48) $E^z_{x+1} = P^z_x - {}_\delta D^z_x$

Les effectifs de la population P'_x et P''_x sont connus; il s'agit des estimations de population au 1er janvier par année d'âge et par sexe fournies par la Division de la démographie de Statistique Canada. Il nous reste donc à estimer les effectifs de la population qui atteignent l'âge x exact au cours de la période 1995-1997, E_x et E_{x+1}. Par exemple, au 1er janvier 1995, il y avait au Canada une population estimée de 186 608 filles de 0 an révolu (c.-à-d. qu'elles sont nées en 1994 et ont survécu au delà du 31 décembre 1994). Cet effectif provient des naissances de l'année 1994 desquelles on a retranché les décès et les émigrations et ajouté les immigrations au sein de cette cohorte de naissance. Ainsi, $P^{1995}_0 = 186\ 608$.

Comme il y avait au Canada 22 filles nées en 1994 qui sont mortes en 1995 avant leur premier anniversaire, soit ${}_{\delta}D_0^{1995} = 22$, nous pouvons appliquer l'équation (48) pour obtenir :

$$\begin{aligned} E_1^{1995} &= P_0^{1995} - {}_{\delta}D_0^{1995} \\ &= 186\,608 - 22 \\ &= 186\,586 \end{aligned}$$

qui représente notre estimation du nombre de filles qui ont atteint l'âge de 1 an exact en 1995.

On procède ainsi de suite jusqu'à ce qu'on ait obtenu toutes les valeurs E_x^z voulues.

Pour les tables de mortalité de 1990-1992, les auteurs avaient utilisé le nombre observé de naissances pour E_0^z puis, à partir d'estimations du nombre de décès, ils avaient établi les P_x^z et les E_x^z dont ils avaient besoin. On trouvera le détail de ces calculs dans l'annexe 2 de cette publication[3]. Mais cette formule ne tient pas compte de la migration, de sorte qu'ils ont obtenu le résultat suivant : les individus nés au cours de chaque année mouraient au cours des années suivantes, par exemple :

$$E_0^{1994} \geq P_0^{1995} \geq P_1^{1996} \geq P_2^{1997} \geq \ldots \text{ (etc.)}$$

Mais les estimations de la population réelle au 1er janvier montraient plutôt que,

$$P_0^{1995} < P_1^{1996} < P_2^{1997} < \ldots \text{ (etc.)}$$

Par ailleurs, les chiffres de Statistique Canada pour la population au 1er janvier tiennent compte de la migration[1].

Par conséquent, pour les tables de mortalité de 1995-1997, nous avons choisi de conserver P_x^z, ${}_{\alpha}D_x^z$ et ${}_{\delta}D_x^z$ comme ils avaient été observés, puis de les utiliser pour estimer E_x^z.

Ensuite, d'après les définitions précédentes, on peut calculer les quotients de mortalité pour une période d'une année au moyen de la formule $q_x = 1 - (P_x^{z+1} / E_x^z)\,(E_{x+1}^z / P_x^z)$. Toutefois, comme nous voulons calculer des quotients de mortalité pour une période de trois années (1995-1997), nous définissons tout d'abord :

E_x le nombre de personnes qui ont atteint l'âge x durant la période 1995-1997,

E_{x+1} le nombre de personnes qui ont atteint l'âge x+1 durant la période 1995-1997,

P'_x le nombre de personnes qui ont atteint l'âge x durant la période 1995-1997 et qui étaient vivantes à la fin de l'année durant laquelle elles ont atteint l'âge x,

P''_x le nombre de personnes qui sont vivantes à la fin de l'année civile durant laquelle elles ont atteint l'âge x et dont le (x+1)e anniversaire survient durant la période 1995-1997.

Alors, nous avons les équations suivantes :

$$(49) \quad E_x = \sum_{z=1995}^{1997} E_x^z = \sum_{z=1995}^{1997} (P_x^{z+1} + {}_{\alpha}D_x^z)$$

$$(50) \quad E_{x+1} = \sum_{z=1995}^{1997} E_{x+1}^z = \sum_{z=1995}^{1997} (P_x^z - {}_{\delta}D_x^z)$$

$$(51) \quad P'_x = \sum_{z=1995}^{1997} P_x^{z+1}$$

$$(52) \quad P''_x = \sum_{z=1995}^{1997} P_x^z$$

Dans les équations ci-dessus, E_x^z est défini pour x = 0 à 4 et z = 1995 à 1997. La variance a été estimée comme pour les autres groupes d'âge :

$$\mathrm{var}(q_x) = q_x^2(1 - q_x) / ({}_{\alpha}D_x^z + {}_{\delta}D_x^z)$$

Mais il faut noter que le dénominateur n'est pas la moyenne du nombre de décès pendant la période de trois années. Bien que le dénominateur du taux moyen de mortalité m_x soit calculé d'une telle façon, décrite à la sous-section 2.1.2, nous retenons, pour cette estimation, la somme de décès de la période de trois années et nous ne nous servons pas de moyennes pour remplacer le nombre de décès d'une année.